تحلیل عاملی تأییدی و اعتباریابی سیاهه خودنظم‌جویی نوجوانان

Confirmatory Factor Analysis and Reliability of the Adolescents Self-Regulation Inventory

سرور سام دلیری
کارشناسی ارشد روان‌شناسی خانواده درمانی
دانشگاه شهید بهشتی

لیلی پناغی
دانشیار پژوهشکده خانواده
دانشگاه شهید بهشتی

ایرج مختارنیا
دانشجوی دکتری روان شناسی بالینی
دانشگاه شهید بهشتی

پریسا سادات سید موسوی
استادیار پژوهشکده خانواده
دانشگاه شهید بهشتی

Sorour Sam Daliri
MA in Psychology of Family Therapy Shahid Beheshti University

Leili Panaghi, PhD
Associate Professor Shahid Beheshti University

Iraj Mokhtarnia
PhD Candidate
Sahid Beheshti University

Parisa Seyed Mousavi, PhD
Assistant Professor
Shahid Beheshti University

چکیده

این پژوهش با هدف تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی سیاهه خودنظم‌جویی نوجوانان در نمونه‌ای از جمعیت نوجوانان ایرانی انجام شد. روش پژوهش توصیفی و جامعه آماری دانش‌آموزان شهر کرج استان البرز بود که با استفاده از روش نمونه‌برداری چندمرحله‌ای، ۳۵۵ نفر انتخاب شدند. ابزار پژوهش، سیاهه خودنظم‌جویی نوجوانان (دایاز، گارسیا- دل‌کاستیلو و مویلانن، ۲۰۱۴) بود که همراه مقیاس خطرپذیری نوجوانان ایرانی (زاده‌محمدی، احمدآبادی و حیدری، ۱۳۹۰) بر روی گروه نمونه اجرا شد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی، مدل دوعاملی نسخه اصلی سیاهه خودنظم‌جویی را تأیید کرد؛ با بررسی روایی ملاکی همزمان نیز ضریب همبستگی سیاهه خودنظم‌جویی با مقیاس خطرپذیری بین ۰/۳۰ تا ۰/۵۱ به دست آمد. علاوه بر تأیید روایی ملاکی، همبستگی بالای زیرمقیاس‌ها با نمره کل، روایی سازه سیاهه را تأیید کرد. در بررسی اعتبار سیاهه، نتایج ضرایب آلفای کرونباخ و بازآزمایی به‌ترتیب در عامل خودنظم‌جویی کوتاه‌مدت ۰/۸۱، ۰/۷۵؛ در عامل خودنظم‌جویی بلندمدت ۰/۷۷، ۰/۷۱ و در کل سیاهه ۰/۸۷، ۰/۷۴ به دست آمد که رضایت‌بخش بود. بر اساس نتایج به دست آمده سیاهه خودنظم‌جویی نوجوانان دارای ویژگی‌های روان‌سنجی مناسب است و برای هدف‌های پژوهشی می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: سیاهه خودنظم‌جویی، نوجوانان، ویژگی‌های روان‌سنجی

Abstract

The present study aimed to assess psychometric propertiesof the Adolescent Self-Regulatory Inventory (ASRI; Dias, Garcia del Castillo & Moilanen, 2014) among a sample of Iranian adolescents. The study was descriptive. Thirty hundred and fifty five students were selected from Karaj schools of Alborz province by multistage sampling method. The participants completed the ASRI and theIranian Adolescents Risk-taking Scale (IARS; Zademohamadi, Ahmadabadi & Haidari, 2011).The results of confirmatory factor analysis supported the two-factor model of the ASRI.The correlation between the ASRI and the IARS was between 0.30 and 0.51, which indicated the concurrent validity of the ASRI. The high correlations between the total score of the scale and scores of the subscales indicated construct validity of the ASRI. The reliability of the ASRI was satisfactory: The Cronbach's alpha coefficient and test-retest coefficient of the short term subscale were 0.81 and 0.75, respectively, the Cronbach's alpha coefficient and test-retest coefficient of the long term subscale were 0.77 and 0.71, respectively, and the Cronbach's alpha coefficient and test-retest coefficient of the ASRI were 0.87 and 0.74, respectively. The findings suggested that the ASRI had appropriate psychometric properties and can be used for research purposes in Iran.

Keywords: the Self-Regulation Inventory, adolescents, psychometric properties

دریافت: ۹۵/۵/۲۵
پذیرش: ۹۵/۱۰/۲۶

received: 15 August 2016
accepted: 15 January 2017

Contact information: Sam.sorour@ymail.com

مقدمه

کنش‌های اجرایی بر استفاده منسجم از چند فرایند شناختی دلالت دارد و افراد به مدد آن‌ها به حل مسئله، برنامه‌ریزی، اقدام، تنظیم و نظارت بر فعالیت‌های هدفمند می‌پردازند (گنجی، ۱۳۹۲؛ جوزانی، موسوی، احمدی و عسگری، ۱۳۹۵). یکی از مؤلفه‌های کنش اجرایی خودنظم‌جویی[1] است. ممانعت از رفتار پرخطر نوجوان و ایجاد رفتار مناسب و مثبت اجتماعی مسئله‌ای نگران‌کننده برای والدین، معلمان و عموم مردم است (برونسون، ۲۰۰۰). خودنظم‌جویی یک عامل حمایتی است که می‌تواند مانع درگیرشدن نوجوان در رفتارهای پرخطر شود یا به او کمک کند تا از پیامدهای مرتبط با رفتارهای پرخطر دوری کند (کراکت، مویلانن، رافائلی و رندال، ۲۰۰۶؛ جسور و جسور، ۱۹۷۷). پژوهش‌ها نشان می‌دهد کودکانی که دارای خودمهارگری بالاتری هستند، مشکلات رفتاری کمتری بروز می‌دهند و کمتر در رفتارهای پرخطر درگیر می‌شوند (لادویگ و پیتمن، ۱۹۹۹). همچنین ماگار، فلیپس و هوسی (۲۰۰۸) اعتقاد دارند که خودنظم‌جویی مؤلفه مهمی در سبب‌شناسی سوءمصرف مواد و پاره‌ای از مشکلات رفتاری کودکان و نوجوانان است. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که مهارت‌های خودنظم‌جویی هیجانی ضعیف، با رفتارهای خطرساز مانند مصرف سیگار رابطه معناداری دارد و خودنظم‌جویی شناختی ضعیف، به ارزیابی نادرست شناختی رفتارهای خطرناک منجر می‌شود (کالکینز، هوس و فیلیپات، ۲۰۰۴).

به‌طور کلی خودنظم‌جویی یک ساختار چندبعدی است که فرایندهای شناختی، انگیزشی-هیجانی، اجتماعی و فیزیولوژیکی دربرگیرنده کنش‌های هدف‌مدار را شامل می‌شود و بر کنترل فعال فعالیت‌های سودمند تأکید دارد (کالکینز و دیگران، ۲۰۰۴؛ روتبارد، احدی، هرشی و فیشر، ۲۰۰۱). فرد خودنظم‌جو به‌عنوان حل‌کننده فعال مسئله شناخته می‌شود و هدف او بهبود توانایی‌ها و عملکردهایش است (نامی، عنایتی و عاشوری، ۲۰۱۲؛ زبردست، بشارت و حقیقت‌گو، ۲۰۱۱). به‌غم توافق نظری در باب تعریف کلی خودنظم‌جویی، اختلاف‌نظرهای متعددی هم به چشم می‌خورد. برخی نظریه‌پردازان، خودنظم‌جویی را یک سازه واحد و چندبعدی تعریف کردند (کراکت و دیگران، ۲۰۰۶) و برخی بین خودنظم‌جویی خوب و ضعیف به‌عنوان سازه‌های مرتبط با هم اما جدا از یکدیگر، تمایز قائل شدند (ویلز و دیشیون، ۲۰۰۴؛ ویلز، واکر، مندوزا و آینت، ۲۰۰۶؛ ویلز، ویندل و کلیری، ۱۹۹۸).

بر اساس دیدگاه دوم، خودنظم‌جویی خوب، برنامه‌ریزی، قابلیت اعتماد، توجه متمرکز، دوراندیشی، خودنظارتی[2]، کامرواسازی معوق[3] و گرایش به موفقیت با حل مسئله فعال را شامل می‌شود؛ در حالی که خودنظم‌جویی ضعیف، گرایش به برانگیختگی[4]، حواس‌پرتی[5]، بی‌تابی، تمرکز بر زمان حال، روش‌های مقابله‌ای اجتنابی/کناره‌گیری[6]، تحریک‌پذیری/عصبی‌بودن[7] و ناتوانی در به تعویق انداختن کامروایی را شامل می‌شود.

از دیدگاه روی‌آورد سرشتی، خودنظم‌جویی یک متغیر فردی است که دانسته‌ها و تجارب گذشته فرد در زمینه اقدامات لازم برای رسیدن به یک هدف یا انجام یک رفتار را شامل می‌شود (دایل، سمگون و شوارزر، ۲۰۰۶) که البته به این معنا نیست که اعمال افراد همواره یک‌دست است، بلکه به‌عنوان یک روند نسبتاً ثابت، پایدار و مداوم در نظر گرفته می‌شود (لرنر و دیگران، ۲۰۱۱).

در چند دهه گذشته خودنظم‌جویی در نوجوانان بیش از پیش مورد مطالعه قرار گرفته است. پژوهش‌ها نشان می‌دهد یکی از عوامل مهم حمایتی که در جلوگیری از بروز رفتارهای پرخطر در نوجوانان سودمند است، عامل خودنظم‌جویی است (مویلانن، ۲۰۰۷) به‌گونه‌ای که سطح پایین آن، علاوه بر ارتباط با هوش کم، با انحرافات دوران نوجوانی نیز مرتبط است (ورمیرن، دی‌کلیپل، شوآب-استون، راچکین و دیبوت، ۲۰۰۲؛ میکائیلی، ۱۳۹۲). روان‌شناسان تحولی با بررسی خودنظم‌جویی در کودکان و نوجوانان دریافتند سطوح خودنظم‌جویی در زمان‌های مشخص و مجزایی قابل اندازه‌گیری است (میلر و بایرنز، ۲۰۰۱)؛ خودنظم‌جویی نوجوان نه‌تنها با کنترل رفتار در دوره کودکی مرتبط است، بلکه به‌صورت ذاتی نیز متمرکز بر خلق افراد است. رافائلی، کراکت و شن (۲۰۰۵) با اندازه‌گیری خودنظم‌جویی دریافتند که در اواسط دوره کودکی و اوایل نوجوانی

1. self-regulation
2. self-monitoring
3. delay of gratification
4. tendency towards impulsiveness
5. distractibility
6. avoidant/withdrawn coping
7. irritability/anger proneness

خودنظم‌جویی ثابت باقی می‌ماند. بنابراین خودنظم‌جویی یک سازه از پیش تعیین‌شده و ثابت[1] در نظر گرفته می‌شود (ریدر و ویت، ۲۰۰۶) که لزوماً از موقعیتی به موقعیت دیگر تغییر نمی‌کند (کلیری، ۲۰۱۱).

به‌رغم اتفاق نظر گسترده پژوهشگران مبنی بر اینکه خودنظم‌جویی عامل مهمی در سازگاری موفق در نوجوانی است، اختلاف بر سر این است که چگونه در این دوره خودنظم‌جویی مفهوم‌سازی و اندازه‌گیری شود. یک نقص بزرگ که در بیشتر این مطالعات دیده می‌شود، فنون به‌کار گرفته‌شده برای سنجش خودنظم‌جویی است. در این مطالعات پژوهشگران عمدتاً بر خودنظم‌جویی کوتاه‌مدت تمرکز دارند و کمتر به بررسی مؤلفه‌های خودنظم‌جویی بلندمدت و حیاتی که در سال‌های نوجوانی شکل می‌گیرد، می‌پردازند (دمتریو، ۲۰۰۰). پرسشنامه خودنظم‌جویی[2] یکی از ابزارهای سنجش خودنظم‌جویی است که توسط کانفر (۱۹۷۰الف،ب)، میلر و براون (۱۹۹۱) به‌صورت مدل هفت‌مرحله‌ای از خودنظم‌جویی فرمول‌بندی شد. این هفت مرحله شامل دریافت اطلاعات مناسب[3]، ارزیابی اطلاعات و مقایسه آن با هنجارها[4]، هدایت‌کردن تغییرات[5]، جستجوی گزینه‌ها[6]، طرح‌ریزی[7]، اجرای برنامه[8] و ارزیابی اثربخشی برنامه[9] می‌شود. به‌طوری که در این مدل ممکن است خودنظم‌جویی رفتاری، به‌خاطر شکست یا کمبودهای هر یک از این هفت مرحله دستخوش تزلزل شود (میلر و براون، ۱۹۹۱). این پرسشنامه ۶۳ مادّه دارد و دامنه نمره‌های آن از ۶۳ تا ۳۱۵ متغیر است. مادّه‌های این پرسشنامه در یک مقیاس پنج‌درجه‌ای از ۱ (کاملاً مخالف) تا ۵ (کاملاً موافق) و برخی از مادّه‌ها به‌صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. براون، میلر و لاوندوسکی (۱۹۹۹) اعتبار پرسشنامه را به شیوه بازآزمایی و محاسبه آلفای کرونباخ بین۸۳ مصرف‌کننده الکل به ترتیب ۰/۹۴ و ۰/۹۱ به دست آوردند. آنها همچنین اعتبار همزمان آن را با اندازه‌های مصرف الکل به دست آوردند و دریافتند که بین خودنظم‌جویی و مصرف الکل در یک موقعیت، همبستگی منفی معنادار وجود دارد. کسب نمره ۲۳۹ و بالاتر در این پرسشنامه نشان دهنده خودنظم‌جویی بالا، کسب نمره ۲۳۸-۲۱۴ نشان‌دهنده خودنظم‌جویی متوسط و کسب نمره ۲۱۳ و پایین‌تر بیانگر ظرفیت پایین خودنظم‌جویی است (براون و دیگران، ۱۹۹۹).

یکی دیگر از ابزارهای سنجش خودنظم‌جویی که توسط نواک و کلایتون (۲۰۰۱) به‌کار گرفته شد، مقیاس ۳۱ مادّه‌ای بود که برای استخراج اطلاعات عاطفی، شناختی و رفتاری خودنظم‌جویی در دانش‌آموزان مدارس راهنمایی و دبیرستان طراحی شده است. طیف نمره‌گذاری هر مادّه از ۱ (به هیچ‌وجه در مورد من صدق نمی‌کند) تا ۵ (کاملاً در مورد من صحت دارد) متغیر است. نمره کل با محاسبه میانگین پاسخ‌های شرکت‌کننده به ۳۱ مادّه به‌دست می‌آید. والدین و نوجوانان باید دست‌کم به ۲۴ مادّه پاسخ دهند تا بتوان نمره کل را محاسبه کرد. این مقیاس نشان‌دهنده سازگاری درونی کافی در هر سه نوع (خودگزارشی نوجوانان= آلفای کرونباخ ۰/۸۸، خودگزارشی والدین= آلفای کرونباخ ۰/۹۱ و گزارش والدین درباره فرزند= آلفای کرونباخ ۰/۹۵) بود. از دیگر پرسشنامه‌های مطرح، پرسشنامه‌ای است که توسط هافمن و کاشدان (۲۰۱۰) ساخته شد و شامل ۲۰ مادّه است که پاسخ‌گویی به آن‌ها بر اساس طیف لیکرت ۵ درجه‌ای از بی‌نهایت در مورد من درست است تا اصلاً در مورد من درست نیست را دربر می‌گیرد. این پرسشنامه دارای سه مؤلفه یا زیرمقیاس پنهانکاری، سازگاری و تحمل است که به ترتیب ۸، ۷ و ۵ مادّه دارند. ویژگی‌های سبک پنهانکاری شامل بازداری و دیگر راهبردهای معطوف به مخفی کردن یا اجتناب از هیجان‌ها بعد از بروز آن‌هاست. سبک سازگاری معرف افرادی است که قادرند در حل مسائل سازشی، اطلاعات هیجانی را به‌کارگیرند و همچنین قادرند تا مطابق با الزامات بافت و محیط، تجربه و ابراز هیجانی را تعدیل و تنظیم کنند. بالاخره سومین سبک (تحمل) ویژگی افرادی است که در پاسخ به برانگیختگی ناشی از تجربه‌های هیجانی، راحت و غیردفاعی واکنش نشان می‌دهند. این افراد در مقابل فشار و آشفتگی، تحمل بالایی دارند. برای تعیین روایی این پرسشنامه از روایی محتوایی، تحلیل مؤلفه‌های اصلی و روایی سازه تحلیل عاملی استفاده شد. روایی محتوایی و سازه این پرسشنامه با سه عامل تأیید شده است (هافمن و

1. predetermined and fixed quantities
2. Self-Regulation Questionnaire (SRQ)
3. receiving relevant information
4. evaluating the information and comparing it to norms
5. triggering change
6. searching for options
7. formulating a plan
8. implementing the plan
9. assessing the plan's effectiveness

کاشدان،۲۰۱۰). همچنین برای سنجش اعتبار نیز ضرایب آلفای کرونباخ کل پرسشنامه و زیرمقیاس‌های پنهانکاری، سازگاری و تحمل رضایت‌بخش گزارش شده است (کارشکی، ۱۳۹۲).

پرسشنامه‌های موجود معمولاً به یکی از سه دلیل زیر از نظر تحولی محدود هستند. نخست این‌که مادّه‌ها صرفاً بر خودنظم‌جویی در شرایط کوتاه‌مدت متمرکز شده‌اند؛ در حالی که نوجوانان قادرند برای اتفاقات آینده دور یا نزدیک آماده شوند؛ دوم آن‌که گاهی مادّه‌ها محدوده زمانی را مشخص نمی‌کنند یا در این زمینه مبهم هستند و آخر آن‌که مادّه‌های شخصی بدون توجه به ماهیت زمان‌بندی به زیرمجموعه‌های کوچک‌تر تقسیم می‌شوند. علاوه بر این مطالب، این پرسشنامه‌ها منحصراً خودنظم‌جویی نوجوان را اندازه‌گیری نمی‌کنند. بنابراین طراحی ابزاری که بتواند خودنظم‌جویی بلندمدت را در نوجوانان اندازه‌گیری کند، ضروری به نظر می‌رسد. در واقع سیاهه خودنظم‌جویی نوجوان[1] مویلانن این خلأ پژوهشی را که هدف اصلی آن بررسی صحت یک روش سنجش جدید خودنظم‌جویی است، پر می‌کند. سیاهه خودنظم‌جویی نوجوانان مویلانن، شاخص خودگزارش‌دهی است که با در نظر گرفتن بافت (زمینه)، از طریق تمایز توانایی خودنظم‌جویی کوتاه‌مدت در مقابل بلندمدت برای استفاده در رده سنی نوجوانان ساخته شده است (مویلانن، ۲۰۰۷). سیاهه پژوهش حاضر، توسط دایاز، دل‌کاستیلو و مویلانن (۲۰۱۴) براساس نسخه (مویلانن، ۲۰۰۷) طراحی شده است. این سیاهه که انطباق‌یافته با جامعه پرتغال است، شامل ۴۳ مادّه و دو عامل کوتاه‌مدت و بلندمدت است. این سیاهه، دیدگاه وابسته به زمان را برای سازه خودنظم‌جویی درنظر می‌گیرد. همچنین مادّه‌های این سیاهه میزان توانمندی نوجوان را در برانگیختن، بازبینی، حفظ و بازداری، تنظیم هیجان‌ها، افکار، توجه و رفتار مورد ارزیابی قرار می‌دهد و در مقیاس پنج‌درجه‌ای لیکرت از ۱ (اصلاً در مورد من صدق نمی‌کند) تا ۵ (کاملاً در مورد من صادق است) نمره‌گذاری می‌شود. در نمونه نوجوانان پرتغالی، روایی و اعتبار این ابزار رضایت‌بخش گزارش شده است و دو عامل کوتاه‌مدت و بلندمدت نیز با تحلیل عاملی تأییدی مورد تأیید قرار گرفته است.

با در نظر گرفتن ضرورت استفاده از این ابزار در پژوهش‌های داخلی و معرفی آن به جامعه علمی کشور و با توجه به این‌که تا به حال در ایران ابزار خودنظم‌جویی نوجوان اعتباریابی نشده و تغییرناپذیری اندازه‌گیری آن از طریق تحلیل عاملی بررسی نشده است، این پژوهش با هدف شناخت ساختار عاملی تأییدی و اعتباریابی سیاهه خودنظم‌جویی نوجوانان انجام شد.

روش

هدف این پژوهش تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی خودنظم‌جویی در نمونه‌ای از نوجوانان ایرانی بود. در نتیجه روش این پژوهش توصیفی از نوع همبستگی بود.

جامعه آماری شامل تمامی دانش‌آموزان متوسطه با گروه سنی ۱۸-۱۴ سال شهر کرج بود که در سال تحصیلی ۹۴- ۹۳ مشغول تحصیل بودند. دانش‌آموزان از مدارس دولتی مناطق مختلف شهر کرج صرف‌نظر از هنرستان‌ها و دبیرستان‌های غیردولتی به روش نمونه‌برداری چندمرحله‌ای[2] انتخاب شدند. به این ترتیب که ابتدا تمام مناطق چهارگانه آموزش و پرورش شهر کرج شناسایی و سپس از هر منطقه به شکل تصادفی، دو دبیرستان (پسرانه و دخترانه) انتخاب شد و در هر مدرسه نیز بین۳۰ تا۷۰ نفر انتخاب شدند. متغیرهای جمعیت‌شناختی پژوهش عبارت بود از ۴۶/۴درصد پسر و ۵۳/۶درصد دختر که در رده سنی ۱۴ تا ۱۸ سال و میانگین سنی ۱۶/۵۳سال قرار داشتند. ۱۸/۱۳درصد در پایه اول، ۴۱/۷درصد در پایه دوم و ۴۰درصد در پایه سوم متوسطه مشغول تحصیل بودند. در ضمن ۱۶/۱درصد مادران نمونه پژوهش تحصیلات زیر دیپلم، ۵۵/۲درصد دیپلم، ۱۷/۷درصد لیسانس و ۴/۵درصد فوق‌لیسانس داشتند؛ در گروه پدران نیز ۱۵/۸درصد زیر دیپلم، ۴۸/۲درصد دیپلم، ۱۹/۲درصد لیسانس و ۹/۳درصد فوق‌لیسانس بودند.

نخست این سیاهه توسط دو روان‌شناس و یک متخصص پزشکی اجتماعی به فارسی ترجمه شد و سپس ترجمه‌ها توسط هشت نفر اعضای هیأت علمی پژوهشکده خانواده دانشگاه شهید بهشتی تصحیح شد و مورد تأیید قرار گرفت. در نهایت نیز ترجمه فارسی تأییدشده، توسط یک متخصص زبان انگلیسی به انگلیسی برگردانده شد تا مفاهیم مورد بررسی تغییر نیافته باشند. در مرحله بعد، سیاهه به‌صورت مقدماتی

1. Adolescent Self-Regulatory Inventory (ASRI)

2. multistage random sampling

روی ۳۰ دانش‌آموز برای قابل فهم بودن مادّه‌ها، رفع اشکالات احتمالی و محاسبه ضرایب اعتبار اجرا و پس از آن، اصلاحات لازم برای قابل درک بودن مادّه‌ها انجام شد و در نهایت برای اجرا روی گروه اصلی آماده شد. بدین ترتیب روایی صوری سیاهه ترجمه‌شده مورد تأیید قرار گرفت. در این پژوهش از ابزارهای زیر استفاده شد.

سیاهه خودنظم‌جویی نوجوانان (دایاز و دیگران، ۲۰۱۴). این سیاهه برای ارزیابی خودنظم‌جویی نوجوانان براساس نسخه مویلانن (۲۰۰۷) طراحی شد. این سیاهه که انطباق‌یافته با جامعه پرتغال است، شامل ۴۳ مادّه و دو زیرمقیاس کوتاه‌مدت (۱۹ مادّه) و بلندمدت (۲۴ مادّه) است. مادّه‌های این سیاهه میزان توانمندی نوجوانان را در برانگیختن، بازبینی، حفظ و بازداری، نظم‌جویی هیجان‌ها، افکار، توجه و رفتار مورد ارزیابی قرار می‌دهد و در مقیاس پنج‌درجه‌ای لیکرت از (۱ اصلاً در مورد من صدق نمی‌کند) تا ۵ (کاملاً در مورد من صادق است) نمره‌گذاری می‌شود. دامنه نمره‌ها در این سیاهه از ۴۳ تا ۲۱۵ متغیر است و هرچه نمره بالاتر باشد، نشانگر سطح بالاتر خودنظم‌جویی در فرد است. نتایج روان‌سنجی این سیاهه در نوجوانان پرتغالی متغیر و قابل اطمینان بود. ضریب آلفای کرونباخ در زیرمقیاس بلندمدت ۰/۷۲ و در کوتاه‌مدت ۰/۸۴ بود که نشان‌دهنده همسانی درونی بالای سیاهه خودنظم‌جویی است (دایاز و دیگران، ۲۰۱۴). در پژوهش دایاز و دیگران (۲۰۱۴) روایی سازه سیاهه از طریق تحلیل عاملی تأییدی و اجرای همزمان پرسشنامه مقیاس خودنظم‌جویی[1] (شوارزر، ۱۹۹۹) مورد تأیید قرار گرفت.

مقیاس خطرپذیری نوجوانان ایران[2] (زاده‌محمدی، احمدآبادی و حیدری، ۱۳۹۰). این مقیاس برای سنجش آسیب‌پذیری نوجوانان در مقابل رفتارهای پرخطر و با استفاده از ابزارهای معتبر و مطرح در حوزه نوجوانان مانند پرسشنامه خطرپذیری نوجوانان[3] (گالون، مور، موس و بوید، ۲۰۰۰) و زمینه‌یاب نظام کنترل رفتار پرخطر جوانان[4] (برنر و دیگران، ۲۰۰۴) و با در نظر گرفتن شرایط فرهنگی و محدودیت‌های اجتماعی جامعه ایرانی، توسط زاده‌محمدی و دیگران (۱۳۹۰) ساخته شد. این مقیاس شامل ۴۶ مادّه است و آسیب‌پذیری و گرایش‌های نوجوانان را در مقابل ۷ دسته از رفتارهای پرخطر (رانندگی خطرناک، خشونت، سیگار کشیدن، مصرف موادمخدر، مصرف الکل، گرایش به جنس مخالف و روابط جنسی) ارزیابی می‌کند؛ به نحوی که پاسخ‌دهندگان موافقت و مخالفت خود را با این مادّه‌ها در یک مقیاس پنج‌گزینه‌ای از کاملاً موافق (۵) تا کاملاً مخالف (۱) مشخص می‌کنند. در این پژوهش از نسخه ۴۶ مادّه‌ای این ابزار که عامل مصرف قلیان به عوامل آن افزوده شده بود، استفاده شد. روایی محتوای مادّه‌های افزوده‌شده، توسط استادان مشاوره و روان‌شناسی دانشگاه شهید بهشتی تهران مورد تأیید قرار گرفت. ضریب آلفای این عامل در پژوهش حاضر برای رانندگی خطرناک ۰/۹۲، خشونت۰/۷۱، سیگار کشیدن ۰/۷۴، مصرف موادمخدر۰/۹۲، مصرف الکل۰/۹۰، گرایش به جنس مخالف ۰/۸۴، روابط جنسی ۰/۸۴ و کل مقیاس ۰/۹۵ به دست آمد.

یافته‌ها

در مرحله اول برای بررسی روایی سازه و تغییرناپذیری سیاهه خودنظم‌جویی نوجوانان از روش تحلیل عاملی تأییدی[5] و برای برازش آماری مدل اندازه‌گیری سیاهه از روش حداقل مربعات وزنی قطری[6] استفاده شد. روش حداقل مربعات وزنی قطری زمانی در تحلیل عاملی تأییدی مورد استفاده قرار می‌گیرد که داده‌ها رتبه‌ای باشند یا مفروضه نرمال بودن توزیع متغیرها رعایت نشده باشد (لی، ۲۰۱۵؛ مختارنیا، زاده‌محمدی و حبیبی، ۱۳۹۵). داده‌های این پژوهش نیز واجد چنین ویژگی بود. در مرحله بعد، برای ارزیابی مدل نظری پژوهش از روش مدل‌یابی معادلات ساختاری استفاده شد. مدل‌یابی معادلات ساختاری دارای شماری از مفروضه‌هاست که باید صادق بوده یا دست‌کم به‌گونه‌ای تقریبی برقرار باشد تا نسبت به نتایج آن اطمینان حاصل شود (هومن، ۱۳۹۰). بنابراین در پژوهش حاضر، تمام مفروضه‌ها بررسی شد که با توجه به رد شدن فرضیه نرمال بودن در تعدادی از مادّه‌ها، از روش

1. Self-Regulation Scale (SRS)
2. Iranian Adolescents Risk-Taking Scale (IARS)
3. Adolescents Risk-Taking Questionnaire
4. Youth Risk Behavior Survey
5. Confirmatory Factor Analysis (CFA)
6. diagonally weighted least squares

برآورد مقاوم[1] در برابر نقض نرمال بودن استفاده شد. بنابراین قبل از محاسبه برازش مدل، روش برآورد مقاوم در ماتریس کوواریانس مجانبی انتخاب شد. با در نظر گرفتن این نکته که داده‌های ازدست‌رفته و داده‌های دورافتاده[2] می‌توانند ماتریس واریانس-کوواریانس متغیرها و تحلیل مدل‌سازی معادله ساختاری را تحت تأثیر قرار دهند، در این پژوهش در مورد این داده‌ها از روش حذف لیستی[3] استفاده شد. شاخص‌های برازش به دست آمده از تحلیل عاملی تأییدی در جدول ۱ گزارش شده است.

جدول ۱
شاخص‌های مطلق، نسبی و ایجازی برازش مدل‌ها

مدل	χ^2S-B	df	df/χ^2	GFI	AGFI	NNFI	CFI	RMSEA	SRMR
مدل دوعاملی (مدل اصلی)	۱۵۶۹/۷۷	۸۰۲	۱/۹۵	۰/۹۱	۰/۸۹	۰/۹۳	۰/۹۳	۰/۰۵۲	۰/۰۸
مدل تک‌عاملی (مدل رقیب)	۱۷۱۸/۵۹	۸۰۸	۲/۱۲	۰/۹۰	۰/۸۹	۰/۹۱	۰/۹۲	۰/۰۵۶	۰/۰۸۴
مدل صفر	۱۲۰۴۶/۹۶	۹۰۳	۲/۱۲	۰/۳۹	۰/۳۶	۰/۶۰	--	۰/۰۵۶	۰/۱۹

در جدول ۱ از شاخص χ^2 ساتورا ـ بنتلر[4] استفاده شد. این شاخص زمانی که فرضیه‌های توزیع خدشه‌دار است، به‌عنوان شاخص تصحیح آماره χ^2 به کار می‌رود و مقدار آن در مدل برازش‌یافته ۱۵۶۹/۷۷ به دست آمد (P<۰/۰۰۰۱). با توجه به این‌که χ^2 نسبت به حجم نمونه بسیار حساس است و در نمونه‌های با حجم بالای ۱۰۰ نفر معنادار به دست می‌آید، باید با توجه به درجه آزادی تفسیر شود. بنابراین مقدار این شاخص در مدل برازش‌یافته اول ۱/۹۵ به دست آمد که این مقدار کمتر از ۳ است و حاکی از برازش مناسب مدل است. مقدار شاخص ریشه دوم واریانس خطای تقریب[5] ۰/۰۵۲ به دست آمد که کمتر از ۰/۰۸ است و نشان‌دهنده برازش قابل قبول و مناسب مدل است. این شاخص متوسط باقی‌مانده‌های بین کوواریانس/همبستگی نمونه و مدل برآورد شده برای جامعه را نشان می‌دهد. همچنین مقدار ریشه دوم میانگین مجذورات باقی‌مانده استانداردشده هرچقدر به صفر نزدیک باشد، به همان مقدار مدل برازش بهتری دارد اما مقدار کمتر از ۰/۰۸ را به‌عنوان برازش قابل قبول در نظر می‌گیرند. در این پژوهش مقدار این شاخص ۰/۰۸ به دست آمد. مقدار شاخص برازندگی[6] مدل ۰/۹۱ گزارش شد. مقدار شاخص برازندگی تعدیل‌یافته[7] بالاتر از ۰/۹۰ است که نشان‌دهنده برازش قابل قبول بین مدل و داده‌هاست (میرز[8]، گامست[9] و گارینو[10]، ۱۳۹۱/۲۰۰۶). مقدار ۰/۹۳ شاخص برازندگی هنجارنشده[11] مدل، نشان‌دهنده مطلوب بودن مدل است (هومن، ۱۳۹۳). بنابراین مقدار این شاخص نشان می‌دهد که مدل نیاز به اصلاح ندارد و قابل قبول است. به‌طور کلی با توجه به این‌که اکثر شاخص‌های برازش نشان‌دهنده قابل قبول بودن مدل است. بنابراین مدل دوعاملی خودنظم‌جویی[12] مویلانن (۲۰۱۴) مورد تأیید قرار می‌گیرد.

همچنین برای آزمون مقایسه‌ای مدل دو عاملی با مدل رقیب و مدل صفر که ساختار تک‌عاملی و مستقلی داشتند، از نمره x^2 آشیانه‌ای استفاده شد. نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد که نمره x^2 آشیانه‌ای برای مقایسه مدل دوعاملی و تک‌عاملی از نظر آماری معنادار است (Δx^2=۰/۶، df=۱۴۸/۸۲، P <۰/۰۰۱). بنابراین در این شرایط مدل اصلی دوعاملی که مقدار x^2 پایینی دارد، به‌عنوان مدل مناسب‌تر مطرح می‌شود. همچنین نمره x^2 آشیانه‌ای برای مقایسه مدل دوعاملی و مدل صفر نیز از نظر آماری معنادار بود (Δx^2= ۱۰۴۷۷/۱۹، df=۱۰۳، P<۰/۰۰۱). به طور کلی و با درنظر گرفتن سایر شاخص‌ها می‌توان بیان کرد که مدل دوعاملی یک مدل مناسب برای داده‌های به دست آمده است. نتایج تحلیل عاملی در این پژوهش نیز براساس مدل دوعاملی ارائه شد.

نتایج تحلیل عاملی تأییدی همراه با شاخص‌های توصیفی مادّه‌های سیاهه خودنظم‌جویی در جدول ۲ گزارش شده است.

1. robust maximum likelihood
2. outliers
3. listwise
4. Satorra–Bentler chi-square (S–B χ2)
5. Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)
6. Goodness of Fit Index (GFI)
7. Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI)
8. Meyers, L. S.
9. Gamst, G.
10. Guarino, A. J.
11. Non-Normed Fit Index (NNFI)
12. two-factor model of self-regulation

جدول ۲

نتایج تحلیل عاملی ماده‌های سیاهه خودنظم‌جویی

ماده	M	SD	t	SE	بارعاملی ماده‌ها در هر عامل	
					کوتاه‌مدت	بلندمدت
۱	۳/۴۲	۱/۲۰	۵/۶۳	۰/۰۷		۰/۳۴
۲	۳/۴۳	۱/۳۶	۵/۸۳	۰/۰۸	۰/۳۴	
۳	۳/۵۱	۱/۲۸	۳/۰۵	۰/۰۷		۰/۲۱
۴	۳/۳۹	۱/۳۹	۲/۶۷	۰/۰۸	۰/۱۹	
۵	۲/۶۵	۱/۵۰	۷/۳۱	۰/۰۸		۰/۴۴
۶	۳/۴۲	۱/۲۹	۹/۳۸	۰/۰۷		۰/۵۳
۷	۲/۱۵	۱/۳۶	۳/۶۸	۰/۰۸	۰/۲۷	
۸	۳/۴۹	۱/۴۵	۷/۸۵	۰/۰۸	۰/۴۷	
۹	۳/۲۴	۱/۳۴	۹/۶۵	۰/۰۷	۰/۵۴	
۱۰	۱/۳۶	۳/۳۰	۹/۴۵	۰/۰۷	۰/۵۵	
۱۱	۳/۳۵	۱/۴۲	۱۱/۵۰	۰/۰۸	۰/۵۸	
۱۲	۲/۵۶	۱/۳۱	۱۶/۵۱	۰/۰۷	۰/۶۸	
۱۳	۲/۱۹	۱/۳۷	۳/۰۰	۰/۰۸	۰/۲۱	
۱۵	۳/۳۴	۱/۳۶	۵/۲۲	۰/۰۷	۰/۳۴	
۱۶	۳/۳۰	۱/۳۴	۷/۳۷	۰/۰۸	۰/۴۹	
۱۷	۲/۲۶	۱/۲۷	۲/۳۶	۰/۰۷	۰/۱۸	
۱۸	۲/۷۹	۱/۴۱	۷/۹۳	۰/۰۸	۰/۴۷	
۱۹	۳/۴۰	۱/۵۶	۴/۷۲	۰/۰۹	۰/۳۲	
۲۰	۳/۶۴	۱/۴۰	۶/۶۶	۰/۰۷		۰/۴۳
۲۱	۴/۲۱	۱/۰۶	۶/۲۷	۰/۰۶		۰/۳۹
۲۲	۳/۷۴	۱/۲۵	۱۳/۷۵	۰/۰۷		۰/۶۷
۲۳	۳/۰۲	۱/۳۶	۳/۵۸	۰/۰۸		۰/۲۶
۲۴	۳/۰۱	۱/۳۸	۴/۶۴	۰/۰۸		۰/۳۱
۲۵	۴/۰۲	۱/۲۰	۵/۱۴	۰/۰۷	۰/۳۵	
۲۶	۳/۹۰	۱/۱۲	۵/۶۵	۰/۰۶		۰/۳۴
۲۷	۳/۴۱	۱/۳۷	۲/۳۲	۰/۰۸		۰/۱۶
۲۸	۳/۷۱	۱/۱۲	۷/۵۶	۰/۰۶		۰/۴۵
۲۹	۲/۴۲	۱/۲۴	۶/۸۳	۰/۰۷	۰/۴۳	
۳۰	۳/۵۴	۱/۳۰	۶/۲۳	۰/۰۷		۰/۳۹
۳۱	۳/۴۴	۱/۲۶	۴/۱۶	۰/۰۷	۰/۳۰	
۳۲	۳/۴۸	۱/۳۲	۸/۶۹	۰/۰۷		۰/۴۹
۳۳	۳/۴۲	۱/۲۶	۶/۰۵	۰/۰۷		۰/۴۰
۳۴	۳/۰۹	۱/۱۸	۱۵/۵۵	۰/۰۶		۰/۶۸
۳۵	۳/۳۹	۱/۲۶	۱۳/۶۲	۰/۰۷		۰/۶۲
۳۶	۲/۸۰	۱/۴۲	۱۰/۴۶	۰/۰۸	۰/۶۱	
۳۷	۳/۵۳	۱/۲۵	۵/۱۳	۰/۰۷		۰/۳۵
۳۸	۲/۸۰	۱/۴۱	۹/۹۷	۰/۰۷		۰/۵۶
۳۹	۳/۴۸	۱/۴۰	۶/۵۰	۰/۰۸		۰/۴۱
۴۰	۲/۹۹	۱/۳۲	۱۰/۷۰	۰/۰۷		۰/۵۹
۴۱	۳/۸۷	۱/۳۴	۵/۳۹	۰/۰۷		۰/۳۷
۴۲	۳/۳۴	۱/۶۵	۸/۲۰	۰/۰۷		۴۹
۴۳	۲/۹۷	۱/۳۱	۶/۰۴	۰/۰۸	۰/۴۲	

با توجه به جدول ۲ تمام مادّه‌ها بر اساس مدل مویلانن (۲۰۱۴) در همان عامل مشخص شدند به‌جز مادّه ۱۴ که با توجه به عدم معناداری از عامل اول حذف شد. در نتیجه مادّه‌های سیاهه خودنظم‌جویی نوجوانان در پژوهش حاضر به ۴۲ مادّه تقلیل پیدا کرد.

در مرحله بعد برای بررسی روایی سازه[1] سیاهه از ضرایب همبستگی بین عامل‌های سیاهه خودنظم‌جویی با نمره کل سیاهه و برای بررسی روایی ملاکی[2] سیاهه خودنظم‌جویی از همبستگی بین عامل‌های این سیاهه با مقیاس خطرپذیری نوجوان استفاده شد. نتایج ضرایب همبستگی در جدول ۳ درج شده است.

جدول ۳

همبستگی بین عامل‌های سیاهه خودنظم‌جویی و گرایش به رفتارهای پرخطر

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱. بلندمدت	–									
۲.کوتاه‌مدت	۰/۶۳	–								
۳.کل پرسشنامه خودنظم‌جویی	۰/۹۲	۰/۸۸	–							
۴. گرایش به رانندگی پرخطر	-۰/۱۹	-۰/۳۷	-۰/۳۰	–						
۵. گرایش به خشونت	-۰/۴۳	-۰/۵۰	-۰/۵۱	۰/۵۰	–					
۶. گرایش به مصرف سیگار	-۰/۳۷	-۰/۳۹	-۰/۴۲	۰/۳۱	۰/۵۱	–				
۷. گرایش به مصرف مواد مخدر	-۰/۲۷	-۰/۳۲	-۰/۳۲	۰/۲۷	۰/۴۳	۰/۷۱	–			
۸. گرایش به مصرف الکل	-۰/۳۷	-۰/۳۰	-۰/۳۷	۰/۳۳	۰/۵۳	۰/۶۷	۰/۶۵	–		
۹. گرایش به جنس مخالف	-۰/۳۶	-۰/۳۵	-۰/۳۹	۰/۳۲	۰/۴۹	۰/۵۸	۰/۴۹	۰/۸۸	–	
۱۰. گرایش به رفتار جنسی	-۰/۳۷	-۰/۳۴	-۰/۳۹	۰/۳۳	۰/۴۸	۰/۵۳	۰/۴۴	۰/۸۲	۰/۸۸	–
۱۱. گرایش به مصرف قلیان	-۰/۳۱	-۰/۳۳	-۰/۳۵	۰/۲۷	۰/۴۲	۰/۴۵	۰/۴۳	۰/۵۳	۰/۴۴	۰/۴۶

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، تمام ضرایب همبستگی بین عامل‌های سیاهه خودنظم‌جویی در سطح ۰/۰۰۱ معنادار است. همچنین نتایج حاصل از ضرایب همبستگی بین عامل‌های سیاهه خودنظم‌جویی با گرایش به رفتارهای پرخطر نشان می‌دهد که جهت این رابطه منفی و معنادار است.

برای سنجش اعتبار سیاهه خودنظم‌جویی از روش همسانی درونی با ضریب آلفای کرونباخ برای کل سیاهه و عامل‌های آن استفاده شد. ضریب آلفای کرونباخ برای کل سیاهه، عامل خودنظم‌جویی بلندمدت و عامل خودنظم‌جویی کوتاه‌مدت به ترتیب ۰/۸۷، ۰/۷۷ و ۰/۸۱ و ضریب بازآزمایی آن‌ها نیز به ترتیب ۰/۷۳، ۰/۷۱ و ۰/۷۵ به دست آمد.

بحث

یکی از هدف‌های این پژوهش تعیین ساختار عاملی سیاهه خودنظم‌جویی نوجوانان بود که سازندگانش یک مدل دوعاملی را مورد تأیید قرار داده بودند. بنابراین در پژوهش حاضر به‌منظور بررسی ساختار عامل‌های به دست آمده از مدل دوعاملی و بررسی تغییرناپذیری ساختاری از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. نتایج تحلیل عاملی نشان داد که مدل دوعاملی دارای شاخص‌های برازش مطلوبی با داده‌هاست، همچنین همه مادّه‌های سیاهه به‌جز مادّه ۱۴ دارای بار عاملی قابل قبولی بودند و روی عامل‌های مورد نظر به‌طور معناداری بارگذاری شدند. در نتیجه تنها یک ماده از سیاهه حذف شد. در بین مادّه‌های سیاهه، مادّه ۱۲ بیشترین تبیین‌کننده عامل خودنظم‌جویی کوتاه‌مدت بود. در بین مادّه‌های عامل خودنظم‌جویی بلندمدت نیز مادّه ۳۴ بیشترین واریانس عامل خود را تبیین می‌کرد. براساس نتایج پژوهش حاضر، عامل‌های به دست آمده از تحلیل عاملی تأییدی سیاهه که توسط سازندگانش در نمونه‌ای از جمعیت نوجوانان پرتغالی مورد تأیید قرار گرفته بود، در نمونه‌ای از جمعیت نوجوانان ایرانی نیز تأیید شد. همچنین سیاهه خودنظم‌جویی در نمونه جمعیت نوجوانان ایرانی دارای دو عامل کوتاه‌مدت و بلندمدت بود. با توجه به این‌که یکی از روش‌های بررسی روایی سازه، استفاده از تحلیل عاملی است، در نتیجه می‌توان بیان کرد که با توجه به تأیید عامل‌های سیاهه خودنظم‌جویی نوجوانان، این ابزار واجد روایی سازه است.

روش دیگری که در روایی سازه به کار می‌رود، برآورد

1. construct validity
2. criterion validity

همسانی درونی از راه محاسبه همبستگی زیرمقیاس‌ها و نمره کل آزمون است (گروث‌ـمارنات، ۲۰۰۹). در این پژوهش رابطه بالای بین عامل‌های سیاهه خودنظم‌جویی باعث شد هیچ‌یک از زیرمقیاس‌ها حذف نشد و نیازی به تغییر زیرمقیاس‌ها برای افزایش همبستگی نبود.

روایی ملاکی بعد از روایی محتوا دومین روی‌آورد اصلی روایی است که از طریق مقایسه نمره‌های آزمون با نوعی عملکرد در یک مقیاس خارجی تعیین می‌شود (گروث‌ـمارنات، ۲۰۰۹). بنابراین در پژوهش حاضر برای بررسی روایی همزمان ملاکی از مقیاس خطرپذیری نوجوانان ایرانی استفاده شد. نتایج حاصل از مطالعات نشان می‌دهند که نوجوانانی که مشکلات تنظیم هیجانی دارند، به ناچار به رفتارها و اعمالی با پیامدهای نامطلوب متوسل می‌شوند تا هیجان آن‌ها را تعدیل کند و تغییر دهد. به عبارت دیگر، افرادی به سمت رفتارهای پرخطر گرایش دارند که بیش از دیگران دست به واکنش سریع، بدون تفکر و آینده‌نگری می‌زنند که می‌تواند نتایج ناخوشایندی برای آنان به‌دنبال داشته باشد (میکائیلی، ۱۳۹۲). شریفی و شریفی (۱۳۹۱) اعتقاد دارند که در بررسی روایی ملاکی برای تعیین معناداری ضرایب همبستگی قاعده قطعی وجود ندارد. درواقع، به‌ندرت روایی یک آزمون از ۰/۶۰ بالاتر است. بنابراین ضرایب روایی بین ۰/۳۰ و ۰/۴۰، ضرایب نسبتاً بالایی به‌شمار می‌روند. در پژوهش حاضر رابطه خودنظم‌جویی نوجوانان با گرایش به رفتارهای پرخطر بین ۰/۳۲ و ۰/۵۱ به دست آمد که نشان می‌دهد سیاهه خودنظم‌جویی دارای روایی همزمان نسبتاً بالایی در بررسی عملکرد فردی نوجوانان است.

برای بررسی اعتبار سیاهه پژوهش از ضریب آلفای کرونباخ و بازآزمایی استفاده شد. بر اساس قاعده جورج (۲۰۰۳)، مقدار ضریب آلفای کرونباخ بالاتر از ۰/۷۰ قابل قبول و بالاتر از ۰/۸۰ به‌عنوان ضریب آلفای خوب تفسیر می‌شود. بنابراین ضریب آلفای کرونباخ حاکی از همسانی درونی سیاهه خودنظم‌جویی نوجوانان است. ضریب بازآزمایی مقیاس در خلال دو هفته بعد از اجرای آزمون اول نشان‌دهنده ثبات آن در طول زمان بود. ضریب بازآزمایی در کل نسبتاً خوب برآورد شد. این نتایج با یافته‌های پژوهش دایاز و دیگران (۲۰۱۴) همسو بود.

به‌طور کلی با توجه به ادبیات پژوهش، طراحی ابزاری که بتواند خودنظم‌جویی بلندمدت را در نوجوانان اندازه‌گیری کند، ضروری به نظر می‌رسد. مویلانن این خلأ پژوهشی را که هدف اصلی آن بررسی صحت یک روش سنجش جدید برای خودنظم‌جویی است پر کرد و نتایج این پژوهش نیز از دیدگاه مویلانن در بررسی خودنظم‌جویی براساس کوتاه‌مدت و بلندمدت حمایت کرد.

دست آخر با توجه به ضرورت پژوهش در سنجش خودنظم‌جویی در گروه نوجوانان، این ابزار با هدف اعتباریابی و تأیید ساختار عاملی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که سیاهه خودنظم‌جویی نوجوانان دارای ویژگی‌های روان‌سنجی برای کاربردهای پژوهشی است. به عنوان پیشنهاد می‌توان به این نکات اشاره کرد که این ابزار ۴۹ مادّه‌ای است و یک ابزار بلند به حساب نمی‌آید اما برای سنجش دو عامل، تعداد مادّه‌های آن زیاد است. بنابراین پیشنهاد می‌شود که فرم کوتاه این سیاهه را تدوین کنند. همچنین ویژگی‌های روان‌سنجی این ابزار در محیط‌های بالینی بررسی نشده است و پژوهشگران می‌توانند آن را در محیط‌های بالینی نیز اعتباریابی کنند و بررسی تغییرناپذیری جنسی این ابزار نیز می‌تواند در اولویت پژوهشگران قرار گیرد.

با این‌که یافته‌های پژوهش نشان داد که روایی و اعتبار سیاهه رضایت‌بخش است اما محدودیت‌هایی نیز وجود دارد. نخست آن‌که این ابزار در گروه بالینی اعتباریابی نشده است، بنابراین کاربرد آن در محیط‌های بالینی محدودیت دارد. دوم این‌که ویژگی‌های روان‌سنجی این ابزار در گروه سنی ۱۸ـ۱۴سال بررسی شده است و برای سایر گروه‌ها این نکته باید در نظر گرفته شود.

منابع

جوزانی، ر.، موسوی، ع.، احمدی، ع. و عسگری. (۱۳۹۵). کنش‌های اجرایی و خودکارآمدی در افراد مبتلا به اماس. *فصلنامه روان‌شناسی تحولی: روان‌شناسان ایرانی*، ۱۲ (۴۸) ، ۳۹۵-۳۸۷.

زاده‌محمدی، ع.، احمدآبادی، ز. و حیدری، م. (۱۳۹۰). تدوین و بررسی

ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس خطرپذیری نوجوانان ایرانی. *روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران، ۶۶*، ۲۲۵-۲۱۸.

شریفی، پ. ح. و شریفی، ن. (۱۳۹۱). *اصول روان‌سنجی و روان‌آزمایی*. تهران: انتشارات رشد.

کارشکی، ح. (۱۳۹۲). ارزیابی ساختار عاملی مقیاس سبک‌های عاطفی در دانشجویان. *مجله تحقیقات علوم رفتاری*، ۱۱(۳)، ۱۹۵-۱۸۵.

گنجی، م. (۱۳۹۲). *آسیب‌شناسی روانی*. تهران: انتشارات ارسباران.

مختارنیا، ا.، زاده‌محمدی، ع. و حبیبی، م. (۱۳۹۵). ساختار عاملی تأییدی و اعتباریابی پرسشنامه تعارض والد-نوجوان (فرم نوجوان). *فصلنامه روان‌شناسی تحولی: روان‌شناسان ایرانی*، ۱۲(۴۸)، ۴۱۱-۳۹۷.

میرز. ل.، گامست، گ. و گارینو، ای. (۱۳۹۱). *روش‌های پژوهش چندمتغیره کاربردی: طرح، تحلیل و تفسیر*. ترجمه پ. ح. شریفی، و. فرزاد، س. رضاخانی، ح. حسن‌آبادی، ب. ایزانلو و م. حبیبی. تهران: انتشارات رشد (تاریخ انتشار اثر اصلی، ۲۰۰۶).

میکائیلی، ف. (۱۳۹۲). مقایسه مشکلات تنظیم هیجانی در افراد با رفتارهای جنسی پرخطر و عادی. *مجله علوم پزشکی مازندران، ۲۳*(۱۰۹)، ۲۱۴-۲۰۶.

هومن، ح. ع. (۱۳۹۳). مدل‌یابی معادلات ساختاری با کاربرد نرم افزار لیزرل (با اصلاحات). تهران: انتشارات سمت.

Brener, N. D., Kann, L., Kinchen, S. A., Grunbaum, J. A.,Whalen, L., Eaton, D., Hawkins, J., & Ross, J. G. (2004). Methodology of the youth risk behavior surveillance system. *Morbidity & Mortality Weekly Report, 53*, 1-13.

Bronson, M. B. (2000). *Self-regulation in early childhood: Nature and nurture.* NewYork: Guilford Press.

Brown, J. M., Miller, W. R., & Lawendowski, L. A. (1999). The Self-Regulation Questionnaire. In L. VandeCreek & T. L. Jackson (Eds.), Innovations in clinical practice: A sourcebook, (pp. 281-289). Sarasota, FL: Professional Resource Press.

Calkins, S. D., Howse, R. B., & Philippot, P. (2004). Individual differences in self-regulation: Implications for childhood adjustment. In P. Philippot & R. S. Feldman (Eds.), *The regulation of emotion* (PP.307-332). Mahwah,NJ: Erlbaum.

Cleary, A. (2011). *Self-regulation by adolescent substance users in the context of observed family interaction*. A Dissertation Submitted to the Faculty of the Department of Psychology. The University of Arizona.

Crockett, L. J., Moilanen, K. L., Raffaelli, M., & Randall, B. A. (2006). Psychological profiles and adolescent adjustment: A person-centered approach. *Development and Psychopathology, 18*, 195-214.

De Ridder, D. T., & De Wit, J. B. (2006). Self-regulation in health behavior: Concepts, theories, and central issues. In D. T. de Ridder & B. F. de Wit (Eds.), *Self-regulation in health behavior* (pp.1-23). England: John Wiley & Sons Ltd.

Demetriou, A. (2000). Organization and development of selfunderstandingand self-regulation. In M. Zeidner (Ed.), *Handbook of self-regulation* (pp.209-251). San Diego, CA: Academic Press.

Dias, P. C., DelCastillo, J. A. G., & Moilanen, K. L. (2014). The Adolescent Self-Regulatory Inventory (ASRI) adaptation to Portuguese context. *Paidéia (RibeirãoPreto), 24*(58), 155-164.

Diehl, M., Semegon, A. B., & Schwarzer, R. (2006). Assessing attention control in goal pursuit: A component of dispositional self-regulation. *Journal of Personality Assessment, 86*(3), 306-317.

George, D. (2003). *SPSS for windows step by step: A simple study guide and reference, 17.0 update*. Boston: Allyn and Bacon.

Groth-Marnat, G. (2009). *Handbook of psychological*

Magar, E. C., Phillips, L. H., & Hosie, J. A. (2008). Self-regulation and risk-taking. *Personality and Individual Differences, 45*(2), 153-159.

Miller, D. C., & Byrnes, J. P. (2001). To achieve or not to achieve: A self-regulation perspective on adolescents' academic decision making. *Journal of Educational Psychology, 93*(4), 677-685.

Miller, W. R., & Brown, J. M. (1991). Self - regulation as a conceptual basis for theprevention and treatment of addictive behaviors. In N. Heather, W. R. Miller & J. Greeley (Eds.), *Self-control and the addictive behavior* (PP.3-79). Sydney: Maxwell Macmillan Publishing Australia

Moilanen, K. L. (2007). The Adolescent Self-Regulatory Inventory: The development and validation of aquestionnaire of short-term and long-term self-regulation. *Journal of Youth and Adolescence, 36*(6), 835-848.

Moilanen, K. L. (2014). The Adolescent Self-Regulatory Inventory (ASRI): Development and validation. Unpublished manuscript, Department of Learning Sciences and Human Development, West Virginia University, Morgantown, West Virginia.

Nami, Y., Enayati, T., Ashouri, A. (2012). "The relationship between self-regulation approaches and learning approaches in English writing tasks on English foreign language Students". *Procedia-Social and Behavioral Sciences, 47*, 614- 618.

Novak, S. P., & Clayton, R. R. (2001) The influence of school environment and self-regulation on transitions between stages of cigarette smoking: A multilevel analysis. *Health Psychology, 20,* 196-207.

Raffaelli, M., Crockett, L. J., & Shen, Y. L. (2005). *assessment*. United Kingdom: John Wiley & Sons.

Gullone, E., Moore, S., Moss, S., & Boyd, C. (2000). The Adolescent Risk-Taking Questionnaire: Development and psychometric evaluation. *Journal of Adolescent Research, 15*(2), 231-250.

Hofmann, S. G. & Kashdan, T. B. (2010). The Affective Style Questionnaire: Development and psycho-metric properties. *Journal of Psychopathological Behavior Assessment, 32*, 255-263.

Jessor, R., & Jessor, S. L. (1977). Problem behavior and psychosocial development: A longitudinal study of youth. New York :Academic Press

Li, C. H. (2015). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods, 48*(3), 1-14.

Lerner, R. M., Lerner, J. V., Bowers, E. P., Lewin-Bizan, S., Gestsdottir, S., & Urban, J. B. (2011). Self-regulation processes and thriving in childhood and adolescence: A view of the issues. *New Directions for Child and Adolescent Development, 133*, 1-9.

Ludwig, K. B., & Pittman, J. F. (1999). Adolescent prosocial values and self-efficacy in relation to delinquency, risky sexual behavior, and drug use. *Youth & Society, 30*,461-482.

Kanfer, F. H. (1970a). Self-monitoring: Methodological limitations and clinical applications. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 35*, 148-152.

Kanfer, F. H. (1970b). Self-regulation: Research, issues, and speculation. In C. Neuringer & J. L. Michael (Eds.), *Behavior modification in clinical psychology* (pp. 178-220). New York: Appleton-Century-Crofts

analysis of emerging self-control. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, *33*(1), 69-81.

Wills, T. A., Walker, C., Mendoza, D., & Ainette, M. G. (2006). Behavioral and emotional self-control: Relations to substance use in samples of middle and high school students.*Psychology of Addictive Behaviors*, *20*(3), 265-278.

Wills, T. A., Windle, M., & Cleary, S. D. (1998). Temperament and novelty seeking in adolescent substance use: Convergence of dimensions of temperament with constructs from Cloninger's theory. *Journal of Personality and Social Psychology*, *74*(2), 387-406.

Zebardast, A., Besharat, M. A., & Hghighatgoo, M. (2011).The relationship between self-regulation and time perspective in students. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, *30*, 939-943.

Developmental stability and change in self-regulation from childhood to adolescence. *Journal of Genetic Psychology*, *166*(1), 54-75.

Ridder, D. D., Wit, J. D. (2006). Self- regulation inhealthbehavior. USA: John Wiley & Sons Inc.

Rothbart, M. K., Ahadi, S. A., Hershey, K. L., & Fisher, P. (2001). Investigations of temperament at three to seven years: The Children's Behavior Questionnaire. *Child development*, *72*(5), 1394-1408.

Schwarzer, R. (1999). Self-Regulation. Retrieved from http://userpage.fuberlin.de/~health/selfreg_g.htm.

Vermeiren, R., DeClippele, A., Schwab-Stone, M., Ruchkin, V., & Deboutte, D. (2002). Neuropsychological characteristics of three subgroups of Flemish delinquent adolescents. *Neuropsychology*, *16*(1), 49-55.

Wills, T. A., & Dishion, T. J. (2004). Temperament and adolescent substance use: A transactional