Military Caring Sciences
Volume 10, Issue 2, Summer 2023 (Serial Number: 36)
Original Article

The Pettern of Structural Relationships of Affective Temperaments with Symptoms of Conduct Disorder: The Mediating Role of Moral Disengagement in Adolescents

Heidari. F[1]
Narimani. M[2]
Aghajani. S[3]
*Basharpoor. S[4]

1-Ph.D. Student of Psychology, Psychology Department, School of Educational Sciences and Psychology, University of Mohaghegh Ardabili, Ardabil, Iran

2- Ph.D. in Psychology, Professor, Psychology Departmen, School of Educational Sciences and Psychology, University of Mohaghegh Ardabili, Ardabil, Iran

3- Ph.D. in Psychology, Associate Professor, Psychology Department, School of Educational Sciences and Psychology, University of Mohaghegh Ardabili, Ardabil, Iran

*4- (*Corresponding Author) Ph.D. in Psychology, Professor, Psychology Department, School of Educational Sciences and Psychology, University of Mohaghegh Ardabili, Ardabil, Iran, Email: basharpoor_sajjad@uma.ac.ir*

Abstract

Introduction: Conduct disorder is a risk factor for future antisocial behaviors, and evidence suggests the role of temperamental factors in the development and persistence of this disorder.

Objective: This study aimed to test the pettern of structural relationships of affective temperaments with symptoms of conduct disorder with investigating the mediating role of moral disengagement in adolescents.

Material and Methods: The study utilized a descriptive-correlational method. The statistical population comprised first and second-period high school students in Urmia during the 2020-2021 academic years. Two hundred and twenty individuals were selected through multistage random sampling and responded to the strengths and difficulties questionnaire, affective and emotional composite temperaments scale, and moral disengagement scale. Data analysis was conducted using structural equation modeling via SmartPLS 3.

Results: The results of structural equation modeling showed that internalized (β=-0.10; t=-2.48) and stable (β=-0.17; t=-2.17) temperaments have a negative direct effect on symptoms of conduct disorder, while the externalized (β=0.30; t=2.62) and unstable temperament (β=0.52; t=2.52) have a positive direct effect on symptoms of conduct disorder. Furthermore, internalized (β=0.04; t=2.13) and unstable temperament (β=0.03; t=2.20) have an indirect effect on symptoms of conduct disorder via the mediating role of moral disengagement. P<0.05 was considered as a significant level.

Conclusion: These findings indicate that internalized and stable temperaments can act as a protective factor, while externalized and unstable temperaments can act as a vulnerability factor for conduct symptoms. Moral disengagement also mediates the negative effects of temperaments on conduct symptoms, highlighting the importance of addressing temperamental factors in early identification of conduct disorder and the need to develop skills to address moral disengagement in order to prevent this disorder.

Keywords: Conduct Disorder, Moral Disengagement, Temperament

Heidari F, Narimani M, Aghajani S, Basharpoor S. The Pettern of Structural Relationships of Affective Temperaments with Symptoms of Conduct Disorder: The Mediating Role of Moral Disengagement in Adolescents.. Military Caring Sciences. 2023; 10 (2).184-198.
Submission: 02/05/2022 Accepted: 24/07/2022 Published: 22/10/2023

الگوی روابط ساختاری سرشت‌های عاطفی با نشانه‌های اختلال سلوک: نقش میانجی بی اشتیاقی اخلاقی در نوجوانان

فاضله حیدری[1]، محمد نریمانی[2]، سیف‌اله آقاجانی[3]، *سجاد بشرپور[4]

چکیده

مقدمه: اختلال سلوک به عنوان یک عامل خطر برای رفتارهای ضداجتماعی آتی است و شواهد از نقش عوامل سرشتی در بروز و دوام این اختلال حکایت دارد.

هدف: هدف مطالعه حاضر آزمون الگوی روابط ساختاری سرشت‌های عاطفی با نشانه‌های اختلال سلوک با بررسی نقش میانجی بی‌اشتیاقی اخلاقی در نوجوانان بود.

مواد و روش‌ها: روش این مطالعه، توصیفی- همبستگی است. جامعهٔ آماری این پژوهش شامل تمامی دانش‌آموزان دوره‌های اول و دوم متوسطهٔ شهر ارومیه در سال تحصیلی ۱۴۰۰-۱۳۹۹ بود. تعداد ۲۲۰ نفر به روش نمونه‌گیری تصادفی چند مرحله‌ای انتخاب و به پرسشنامهٔ توانایی‌ها و مشکلات، مقیاس مرکب سرشت‌های عاطفی هیجانی و مقیاس بی اشتیاقی اخلاقی پاسخ دادند. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از مدل یابی معادله ساختاری با نرم‌افزار SmartPLS 3 استفاده شد.

یافته‌ها: نتایج مدل یابی معادلات ساختاری نشان داد که سرشت‌های درونی سازی شده (β=-۰/۱۰؛ t=-۲/۴۸) و با ثبات (β=-۰/۱۷؛ t=-۲/۱۷) اثر مستقیم منفی بر نشانه‌های سلوک دارند، در حالی که سرشت‌های برونی سازی شده (β=۰/۳۰؛ t=۲/۶۲) و بی ثبات (β=۰/۵۲؛ t=۲/۳۵) اثر مستقیم مثبت بر نشانه‌های سلوک دارند. همچنین سرشت‌های درونی سازی شده (β=۰/۰۴؛ t=۲/۱۳) و بی‌ثبات (β=۰/۰۳؛ t=۲/۲۰) با میانجیگری بی اشتیاقی اخلاقی اثر غیر مستقیمی بر نشانه‌های سلوک دارند. مقدار P<۰/۰۵ به عنوان سطح معنی داری در نظر گرفته شد.

نتیجه‌گیری: این نتایج بیان می‌کنند که سرشت‌های درونی سازی شده و با ثبات می‌توانند به عنوان یک عامل حفاظتی و سرشت‌های برونی سازی شده و بی ثبات می‌توانند به عنوان یک عامل آسیب‌پذیر کننده برای نشانه‌های اختلال سلوک عمل کنند و بی‌اشتیاقی اخلاقی نیز میانجی اثر منفی سرشت بر نشانه‌های سلوک می‌باشد. این نتایج توجه به عوامل سرشتی در شناسایی زود هنگام اختلال سلوک و لزوم آموزش مهارت‌های مقابله با بی‌اشتیاقی اخلاقی جهت پیشگیری از این اختلال را خاطر نشان می‌سازد.

کلمات کلیدی: اختلال سلوک، بی‌اشتیاقی اخلاقی، سرشت

مجله علوم مراقبتی نظامی سال دهم ■ شماره ۲ ■ تابستان ۱۴۰۲ ■ شماره مسلسل ۳۶ ■ صفحات ۱۹۸-۱۸۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۲/۰۶
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۴/۱۰
تاریخ انتشار: ۱۴۰۲/۰۷/۳۰

مقدمه

اختلال سلوک (Conduct Disorder) از جمله شایع‌ترین اختلالات دوره کودکی و نوجوانی است که به طور ثابتی با افزایش خطر اختلال در کارکردهای رفتاری، اجتماعی و تحصیلی همراه می‌باشد (۱). این اختلال سندرومی است که با الگویی از رفتارها مشخص می‌شود که به موجب آن افراد مبتلا به طور پایداری به حقوق اساسی دیگران تجاوز کرده و از هنجارها و قواعد اجتماعی اصلی متناسب با سن خود تخطی می‌کنند (۲). شواهد نشان

۱. دانشجوی دکترای روانشناسی، گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه محقق اردبیلی، اردبیل، ایران
۲. دکترای روان‌شناسی، استاد، گروه روانشناسی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه محقق اردبیلی، اردبیل، ایران
۳. دکترای روان‌شناسی، دانشیار، گروه روانشناسی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه محقق اردبیلی، اردبیل، ایران
۴. دکترای روان‌شناسی، استاد، گروه روانشناسی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه محقق اردبیلی، اردبیل، ایران (*نویسنده مسئول)، آدرس الکترونیکی: basharpoor_sajjad@uma.ac.ir

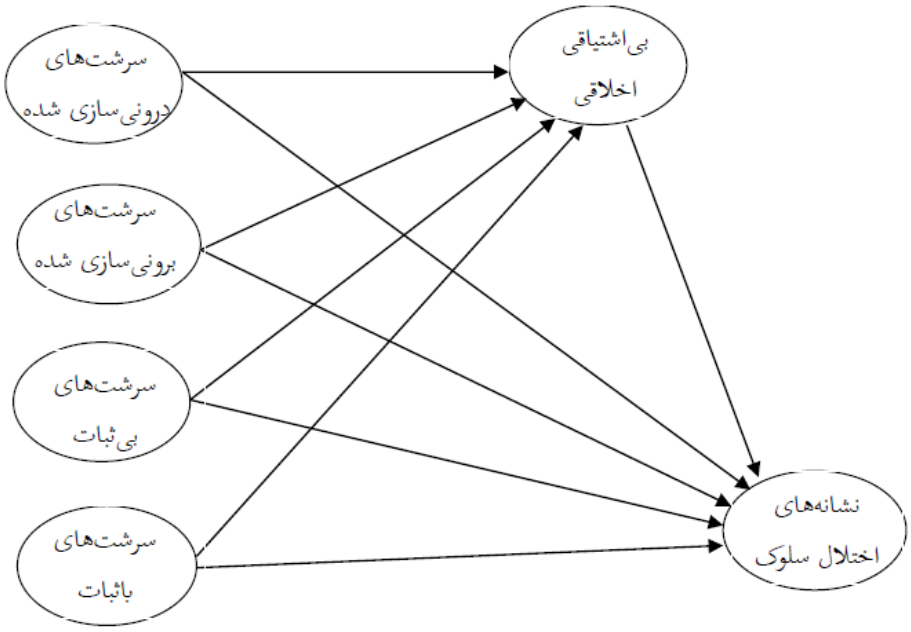
می‌دهد که اختلال سلوک تقریباً ۴ کودک از هر ۱۰۰ کودک را تحت تأثیر قرار می‌دهد (۱). در مطالعات قبلی، افرادی که در کودکی و نوجوانی مشکلاتی چون اختلال سلوک و اختلال نافرمانی مقابله‌ای (Oppositional Defiant Disorder) دارند، با احتمال بالایی به طیفی از مشکلات سلامت روانی در بزرگسالی از جمله اسکیزفرونی، اختلالات دوقطبی، مصرف مواد، اختلالات اضطرابی، اختلال شخصیت ضداجتماعی، تلاش‌های خودکشی و مرگ‌های ناشی از آن دچار می‌شوند (۳، ۴). علاوه بر این، شواهد حاصل از مطالعات مشاهده‌ای نشان می‌دهد که اختلال سلوک در کودکی و نوجوانی با کیفیت زندگی پایین و کاهش بیشتر امید به زندگی همراه است (۵)؛ بنابراین شناسایی عوامل خطر این اختلال برای انجام فعالیت‌های پیشگیری مؤثر و مدیریت زود هنگام این اختلال در کودکان و نوجوانان در معرض خطر ضروری است.

مطالعات تجربی که با هدف شناسایی عوامل خطر اختلالات سلوک انجام گرفته‌اند، بر نقش بالقوهٔ سرشت‌های عاطفی (Affective Temperaments) تأکید کرده‌اند. مفهوم سرشت‌های عاطفی برای اولین بار توسط آکیسکال (Akiskal) مطرح شد که ریشه در عقاید کراپلین (Kraepelin) دارد (۶). سرشت‌های عاطفی گرایش‌های زیست‌پایه و نسبتاً ثابت در کل طول عمر بوده و به عنوان یکی از تظاهرات زیربالینی (Subclinical) برخی اختلالات روان‌شناختی تعریف می‌شوند (۷). مطابق نظر آکیسکال، پنج جنبه سرشت عاطفی عبارت‌اند از افسرده (Depressive)، هیجان‌زده (Hyperthymic)، ادواری‌خو (Cyclothymic)، تحریک‌پذیر (Irritable) و مضطرب (Anxious) که همه آن‌ها خطر ابتلا به برخی از اختلالات روان شناختی را افزایش می‌دهد (۶). سرشت‌های عاطفی به یک عامل شخصیتی ارثی اشاره دارند که سطح پایهٔ واکنش‌پذیری، خلق و انرژی فرد را تعیین می‌کند (۸). مطابق نظر دیلیسی و واگن (DeLisi & Vaughn)، افراد با مشکلات سلوک با سه مشکل بنیادی در سرشت (Temperament) مشخص می‌شوند؛ اول اینکه آن‌ها در بازداری محرک‌های غریزی یا هیجانی به نفع پاسخ‌های رفتاری مناسب اجتماعی مشکل دارند؛ این نارسایی در کنترل هدفمند (Effortful Control) در طول دورهٔ نوزادی و کودکی اولیه ظاهر می‌شود و زمانی که این نارسایی‌ها تشدید می‌شوند، در تمام فراخنای زندگی ثبات نسبی تا مطلق نشان می‌دهند. دوم اینکه آن‌ها سطوح بالایی از هیجان‌پذیری (Emotionslity) یا عاطفهٔ منفی به‌ویژه شکل‌های گرم یا قرمز هیجان‌ها نظیر خشم، خصومت و تحریک‌پذیری را در مقایسه با هیجان‌های سرد یا آبی نظیر اضطراب و افسردگی را تجربه می‌کنند. زندگی هیجانی آن‌ها ویژگی منفی، تحریک‌پذیر و آشفته را داراست. سوم اینکه کنترل هدفمند و هیجان‌پذیری منفی به‌طور پویایی با همدیگر کنش متقابل می‌کنند. بنابراین افرادی دارای آن دسته از خصیصه‌های رفتاری که کنترل هدفمند پایین و هیجان‌پذیری بالا بر آن غلبه دارد، نه‌تنها در معرض خطر بالای مشکلات سلوک قرار دارند، بلکه در خطر فزایندهٔ تحریک واکنش‌های منفی از جانب دیگران نیز هستند (۹، ۱۰). طبق نظر دی‌لیسی و واگن (۹) تعامل بین این ویژگی‌های سرشتی باعث می‌شود که محتوای هیجانی و رفتاری تولید شده آن‌ها به طور ضعیفی توسط دیگران دریافت شود در نتیجه، آن‌ها در معرض عدم تأیید اجتماعی قرار گرفته و به احتمال زیادی درگیر مکانیسم‌های کنترل اجتماعی رسمی و غیررسمی می‌شوند. این تعاملات به طرز سهمگینی شدید بوده و احتمال پاسخ‌های رفتاری ضداجتماعی را افزایش می‌دهند. دی‌لیس و همکاران (۱۱) نشان دادند که ویژگی سرشتی خودتنظیمی و هیجان‌پذیری منفی در مقایسه با صفات سایکوپاتیک و رویدادهای تروماتیک دورهٔ کودکی ارتباط بیشتری با بزهکاری خشونت‌آمیز و غیرخشونت‌آمیز دارد. فیئولا (Feola) و همکاران (۱۲) در مطالعه‌ای با مقایسهٔ گروهی از افراد مبتلا به اختلالات اسکیزوفرنی، اختلال دو قطبی و افسردگی اساسی با گروه کنترل عادی نشان دادند که سرشت بازداری شده (Inhibited) با اضطراب، افسردگی، عاطفه منفی و کیفیت پایین زندگی در این بیماران همراه است، ولی در این مطالعه این سرشت با آسیب کارکردی یا شناختی همراه نبود. هیرشفیلد-بیکر (Hirshfeld-Becker) و همکاران (۱۳) نشان دادند که بازداری زدایی رفتاری به طور معنی‌داری با میزان بالای اختلالات رفتاری ایذایی و خلقی در کودکان همراه است. پیسانو (Pisanoa) و همکاران نشان دادند که سرشت‌های ادواری‌خو/ بیش‌حساس با دو عامل به‌صورت بهتری مفهوم سازی می‌شوند، عامل بدخلقی/ بیش‌حساسی (Moodiness/Hypersensitiveness) با علائم درونی سازی مرتبط است و عامل تکانش وری / بدتنظیمی هیجانی (Impulsiveness/Emotional Dysregulation) با

علائم برونی سازی مرتبط است (۱۴).

فراتر از اثرات مستقیم سرشت بر مشکلات سلوک، صفات سرشتی با تأثیر بر بی‌اشتیاقی نیز می‌توانند اثرات غیرمستقیم بر این قبیل مشکلات رفتاری داشته باشند. معمولاً مبتلایان به اختلال سلوک با استفاده از بی‌اشتیاقی اخلاقی (Moral Disengagement)، بدون داشتن احساس گناه یا خودسرزشی آشکار به رفتارهای غیراخلاقی دست می‌زنند. بی‌اشتیاقی اخلاقی شامل یکسری راهبردهای شناختی نظیر توجیه اخلاقی (Moral Justification)، برچسب زدن مدبرانه (Euphemistic Language)، انسانیت‌زدایی کردن (Dehumanization) و اسناد شرم (Attribution of Shame) است که به افراد اجازه می‌دهد به رفتارهای غیراخلاقی بپردازند و از پیامدهای منفی آن برای عزت نفس خود اجتناب کنند. مطالعات قبلی نشان می‌دهند نوجوانانی که به میزان زیادی به بی‌اشتیاقی اخلاقی متوسل می‌شوند، به رفتارهای پرخاشگرانه شدیدتری دست می‌زنند (۱۵). موراتوری (Muratori) و همکاران نشان دادند که در نوجوانان با اختلالات رفتاری اخلال‌گرانه و ایذایی، تمایلات بیشتر بی‌اشتیاقی اخلاقی با سطوح بالای صفات سنگدلی ارتباط دارد (۱۶). زینگ (Zeng) و همکاران (۱۷) در مطالعه‌ای با هدف بررسی اثرات واسطه‌ای بی اشتیاقی اخلاقی در روابط بین سپاسگزاری و ارتکاب به قلدری سایبری بر روی ۱۴۸۸ دانشجوی چینی نشان دادند که بی‌اشتیاقی اخلاقی روابط بین سپاسگزاری با قلدری سایبری را میانجیگری می‌کند. همچنین نشان داده شده است نوجوانانی که سطوح بالایی از صفات غیرهیجانی- سنگدلانه (Callous-Unemotional (CU) Traits) دارند، به احتمال زیادی دارای بی‌اشتیاقی اخلاقی هستند و این دو بعد به طور منحصر به فردی با تخلف و رفتارهای ضداجتماعی ارتباط دارد (۱۸). اسپیجو-سیلز (Espejo-Siles) و همکاران نشان دادند که بی‌اشتیاقی اخلاقی پیش‌بین مهم رفتارهای پرخاشگرانه و خشونت نسبت به همسالان در کودکان و نوجوانان است؛ در این مطالعه، قربانی قلدری شدن نیز پیش‌بینی کنندهٔ مهم خشونت در خانه و مدرسه در یک سال بعد بود (۱۹).

در مجموع شواهد موجود نشان می‌دهد که اختلال سلوک در دوره کودکی و نوجوانی شیوع بالایی داشته و خطر بروز دشواری‌های رفتاری نظیر ترک تحصیل، قلدری، رفتارهای ضداجتماعی و غیره در بزرگسالی را افزایش می‌دهد. در شناسایی عوامل خطر این اختلال، نقش عوامل سرشتی مورد بررسی قرار گرفته ولی نقش مجزای هر کدام از این سرشت‌ها در بروز نشانه‌های سلوک مشخص نیست. با توجه به اینکه هر کدام از این سرشت‌ها می‌توانند بر بی‌اشتیاقی اخلاقی افراد نیز اثر بگذارند، مطالعه حاضر با هدف آزمون الگوی روابط ساختاری سرشت‌های عاطفی با نشانه‌های اختلال سلوک با نقش میانجی‌گری بی‌اشتیاقی اخلاقی انجام گرفت و مدل مفروض زیر در این مطالعه مورد آزمون قرار گرفت (نمودار ۱).



نمودار ۱- مدل مفروض پژوهش

مواد و روش‌ها

روش این مطالعه توصیفی از نوع همبستگی بود که با استفاده از مدل یابی معادلات ساختاری انجام گرفت. تمامی دانش‌آموزان دوره‌های اول و دوم متوسطه شهر ارومیه در سال تحصیلی ۱۴۰۰-۱۳۹۹ جامعهٔ آماری این پژوهش را تشکیل دادند. دامنه سنی ۱۲-۱۸ سال، تحصیل در دوره‌های اول یا دوم متوسطه و زندگی همراه با والدین اصلی ملاک‌های ورود آزمودنی‌ها به مطالعه حاضر و داشتن هر گونه بیماری جسمانی، ابتلا به اختلالات سایکوتیک و مصرف دارو به هر دلیلی نیز ملاک‌های خروج آزمودنی‌ها از مطالعه حاضر بود. با توجه به اینکه در مطالعات مدل یابی، حداقل حجم نمونه تعداد ۴۰-۱۰ نفر به ازای هر متغیر مشاهده شده پیشنهاد شده است (۲۰)، در این مطالعه برای هر متغیر مشاهده شده تعداد ۱۰ نفر نمونه در نظر گرفته شد و به دلیل وجود ۲۱ متغیر مشاهده شده (خرده مقیاس‌های متغیرها) تعداد ۲۱۰ نفر کفایت می‌کرد. با در نظر گرفتن افت آزمودنی‌ها و برای افزایش تعمیم پذیری نتایج، تعداد ۲۲۰ نفر به روش نمونه‌گیری تصادفی چند مرحله‌ای انتخاب و در این مطالعه شرکت کردند. روش جمع‌آوری داده‌ها در این مطالعه به این صورت بود که بعد از دریافت کد اخلاق از دانشگاه علوم پزشکی اردبیل و اخذ مجوز از دانشگاه محقق اردبیلی به سازمان آموزش و پرورش استان آذربایجان غربی مراجعه و از بین دو ناحیهٔ آموزش و پرورش شهر ارومیه یک ناحیه (ناحیه ۱) به تصادف انتخاب شد. سپس به ناحیهٔ انتخاب شده مراجعه و لیست تمام مدارس دخترانه و پسرانهٔ دوره اول و دوم متوسطه اخذ شد. در مرحلهٔ بعد تعداد یک مدرسه دخترانه و یک مدرسهٔ پسرانه از هر دوره انتخاب (۴ مدرسه) و بعد از مراجعه به مدارس انتخابی از هر کدام از پایه‌های سه‌گانه تعداد یک کلاس و در مجموع ۱۲ کلاس انتخاب و لینک پرسش‌نامه‌های پژوهش از طریق برنامه شاد به آن‌ها جهت پاسخگویی ارسال شد. برای جمع‌آوری اطلاعات از ابزارهای زیر استفاده شد.

پرسش‌نامه توانایی‌ها و مشکلات: نسخهٔ خودگزارشی (The Strengths and Difficulties Questionnaire: Self-Report Version (SDQ)): پرسش‌نامه توانایی‌ها و مشکلات توسط وان‌ویدنفلت (VanWidenfelt) و همکاران ساخته شد که یک ابزار غربالگری کوتاه برای ارزیابی کارکرد روانی اجتماعی کودکان و نوجوانان است (۲۱). SDQ پنج خرده مقیاس دارد. هر خرده مقیاس شامل ۵ آیتم با سه مقولهٔ پاسخ می‌باشد (نه اصلاً درست نیست=۰؛ تاحدی درست است=۱؛ کاملاً درست است=۲). چهار مقیاس این پرسش‌نامه مربوط به مشکلات رفتاری هستند که عبارتند از بیش‌فعالی، مشکلات سلوک، مشکلات با همسال و علائم هیجانی، در هر کدام از این جنبه‌های مشکل حداقل نمره صفر و حداکثر نمره ۱۰ می‌باشد که نمره بالاتر، سطح بالاتر شدت مشکل را نشان می‌دهد. در خرده مقیاس توانایی که رفتار جامعه‌یار (Prosocial Behavior)، سنجیده می‌شود، نیز نمره بالاتر نشان‌دهنده رفتار جامعه‌یار بیشتر و تمایل بالای فرد برای انجام رفتارهایی است که سودمند به حال اجتماع است. ضریب آلفای کرونباخ خرده مقیاس‌های SDQ برای مشکلات هیجانی، ۰/۷۰، مشکلات سلوک ۰/۵۱، برای بیش‌فعالی ۰/۷۱، ۰/۴۱ برای مشکلات با همسال و برای رفتار جامعه یار ۰/۶۳ گزارش شده است (۲۱). در ایران تحلیل عاملی تأییدی این ابزار با استفاده از شاخص‌های برازش مدل ساختاری نشان داد که مدل پنج عاملی این آزمون از برازش مطلوب و مناسبی برخوردار است. ضریب همبستگی پیرسون خرده مقیاس مشکلات سلوک این آزمون با پرسشنامه صفات سایکوپاتیک نیز ۰/۶۷ به دست آمد که حاکی از روایی همگرای این مقیاس است. پایایی خرده مقیاس‌های این آزمون با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ در دامنهٔ ۰/۶۳ تا ۰/۹۳ به دست آمد. (۲۲). در این مطالعه نیز از خرده مقیاس مشکلات سلوک این ابزار استفاده شد و ضریب آلفای کرونباخ این خرده مقیاس بر روی آزمودنی‌های مطالعه حاضر ۰/۷۸ به دست آمد.

مقیاس مرکب سرشت عاطفی و هیجانی (Affective and Emotional Composite Temperament: AFECT): این مقیاس توسط لارا (Lara) و همکاران (۲۳) با هدف یکپارچه ساختن سرشت‌های عاطفی و هیجانی در قالب یک مدل ساخته شد. ۵۲ سؤال این مقیاس، سرشت هیجانی را اندازه می‌گیرد؛ که شامل ۶ مؤلفه است اراده، خشم، بازداری، حساسیت، مقابله، کنترل را در مقیاس لیکرت ۷ نقطه‌ای و ۱۲ سؤال آن نیز ۱۲ سرشت عاطفی در چهار دسته سرشت‌های برونی‌سازی شده (سرخوش، تحریک‌پذیر، بازداری نشده)، درونی سازی شده (افسرده، مضطرب، بی‌تفاوت)، بی‌ثبات (ادواری‌خو، دمدمی، ملول) و باثبات (وسواس، خلق طبیعی، هایپرتیمیک) را در یک

مقیاس لیکرت ۵ نقطه‌ای اندازه می‌گیرد. ۳ سؤال نیز اطلاعات کلی درباره سرشت عاطفی و هیجانی شخص به دست می‌دهند. لارا و همکاران ضرایب آلفای کرونباخ ۵ بعد سرشت هیجانی را در دامنه ۰/۸۷ الی ۰/۹۰ و برای بعد بازداری ۰/۷۵ به دست آوردند. نتایج آلفای کرونباخ خرده مقیاس‌های این آزمون بر روی آزمودنی‌های مطالعه حاضر ۰/۹۵ برای اراده ۰/۸۶ برای خشم، ۰/۸۰ برای بازداری، ۰/۸۸ برای حساسیت، ۰/۹۱ برای مقابله و ۰/۹۴ برای کنترل، به دست آمد. در بخش عاطفی نیز، تمام ۱۲ مقوله سرشت عاطفی به روش گزینش طبقه‌ای انتخاب و ۹۹ درصد آزمودنی‌ها حداقل با یک توصیف مناسب سرشت عاطفی شناسایی شدند که نشانگر روایی افتراقی آزمون است. در ایران تحلیل عاملی تأییدی بخش هیجانی این پرسشنامه حاکی از برازش مناسب مدل ۶ عاملی این پرسشنامه بود، ثبات درونی پرسشنامه نیز با ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۲ محاسبه شد، در بخش عاطفی نیز تمامی آزمودنی‌های در یکی از مقولات بخش‌های عاطفی این ابزار طبقه‌بندی شدند (۲۴). ضریب آلفای کرونباخ سرشت‌های عاطفی در آزمودنی‌های مطالعه حاضر برای سرشت‌های درونی سازی شده، برونی سازی شده، بی‌ثبات و باثبات به ترتیب ۰/۸۶، ۰/۷۴، ۰/۹۱ و ۰/۸۵ به دست آمد.

مقیاس بی‌اشتیاقی اخلاقی: این مقیاس که توسط بندورا (Bandura) و همکاران در سال ۱۹۹۶ ساخته شد، یک پرسش‌نامه ۳۲ سؤالی است که برای ارزیابی استعداد فرد برای بی‌اشتیاقی اخلاقی طراحی شده است. مقیاس بی‌اشتیاقی اخلاقی ۸ مکانیسم بی‌اشتیاقی اخلاقی را ارزیابی می‌کند که عبارت‌اند از توجیه اخلاقی، برچسب زدن مدبرانه، مقایسهٔ سودمند، جا به جایی مسئولیت، پخش مسئولیت، تحریف پیامدها، اسناد شرم و انسانیت زدایی کردن. هریک از این ۸ مکانیسم به‌وسیله ۴ آیتم اندازه‌گیری می‌شود. آزمودنی‌ها به سؤالات این پرسش‌نامه بر اساس مقیاس لیکرت ۵ نقطه‌ای کاملاً مخالفم (۱) تا کاملاً موافقم (۵) پاسخ می‌دهند. موارد بالاتر در هر خرده مقیاس نشانگر بالاتر بودن آن مکانیسم می‌باشد، نمرات بالاتر در کل عامل‌ها نیز بی‌اشتیاقی بالای اخلاقی را نشان می‌دهد، این پرسش‌نامه همبستگی بالایی را با آزمون قضاوت اخلاقی نشان داد و ضریب پایایی آن نیز ۰/۸۲ گزارش شده است ضریب آلفای کرونباخ این آزمون نیز در بی‌اشتیاقی اخلاقی ۰/۸۲ و در مؤلفه‌های توجیه اخلاقی، برچسب زدن مدبرانه، مقایسهٔ سودمند، جا به جایی مسئولیت، پخش مسئولیت، تحریف پیامدها، اسناد شرم و انسانیت زدایی کردن به ترتیب ۰/۸۳، ۰/۸۸، ۰/۸۳، ۰/۷۵، ۰/۶۸، ۰/۸۵، ۰/۷۹ و ۰/۶۵ می‌باشد (۲۵). پایایی این آزمون به روش آلفای کرونباخ در یک نمونهٔ نوجوان ایرانی ۰/۷۷ برای توجیه اخلاقی، ۰/۷۶ برای برچسب زدن مدبرانه، ۰/۸۲ برای مقایسهٔ سودمند، ۰/۷۷ برای جا به جایی مسئولیت، ۰/۷۶ برای پخش مسئولیت، ۰/۷۵ برای تحریف پیامدها، ۰/۷۸ برای اسناد شرم، ۰/۷۹ برای انسانیت زدایی کردن و برای نمرهٔ کلی بی‌اشتیاقی اخلاقی نیز ۰/۹۱ گزارش شده است (۲۶). ضرایب آلفای کرونباخ خرده مقیاس‌های این آزمون بر روی آزمودنی‌های مطالعه حاضر در دامنه ۰/۶۹ برای برچسب زدن مدبرانه تا ۰/۹۸ برای پخش مسئولیت به دست آمد. ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس نیز ۰/۸۵ محاسبه شد.

برای تجزیه و تحلیل داده‌های این پژوهش از نرم افزار SPSS نسخه ۲۳ و نرم افزار SmartPLS 3 استفاده شد و داده‌ها با استفاده از آماره‌های توصیفی میانگین، انحراف معیار، ضریب همبستگی پیرسون و مدل یابی معادلات ساختاری تجزیه و تحلیل شد. سطح معنی‌داری آزمون‌ها نیز خطای کوچک‌تر از ۰/۰۵ (P<۰/۰۵) در نظر گرفته شد. این مطالعه با کد اخلاق شناسهٔ IR.ARUMS.REC.۱۴۰۰,۰۸۸ در کمیتهٔ اخلاق دانشگاه علوم پزشکی اردبیل به تصویب رسیده است. جهت رعایت ملاحظات اخلاقی در این پژوهش، اهداف، روش‌ها، فواید احتمالی مطالعه به آزمودنی‌ها گفته شد. همچنین تمامی آزمودنی‌ها از حق انتخاب آزادانه و داوطلبانه برای شرکت در پژوهش برخوردار بودند و در هر مرحله‌ای می‌توانستند از مطالعه خارج شوند. آزمودنی‌ها قبل از پاسخگویی به پرسشنامه‌ها، موافقت خود برای شرکت در مطالعه را در برنامه شاد اعلام کردند. همچنین برای حفظ حیثیت آزمودنی‌ها، به آن‌ها اطمینان داده شد که داده‌های به دست آمده به صورت گروهی تجزیه و تحلیل شده و اطلاعات آن‌ها در اختیار کس دیگری قرار داده نخواهد شد.

یافته‌ها

تعداد ۲۲۰ دانش‌آموز دوره‌های اول و دوم متوسطه در دامنه سنی ۱۹-۱۲ سال با میانگین سنی ۱۶/۱۵ سال و انحراف معیار

۱/۵۴ سال در این پژوهش شرکت داشتند. از این تعداد ۱۰۵ نفر (۴۷/۷ درصد) دختر و ۱۱۵ نفر (۵۲/۳ درصد) پسر بودند. جدول شـــماره ۱، توزیع فراوانی و درصد آزمودنی‌ها بر اساس متغیرهای جمعیت شناختی جنسیت، رتبه تولد، میزان درآمد خانواده، پایه تحصیلی، شغل و میزان تحصیلات پدر و مادر را نشان می‌دهد.

جدول ۱- توزیع فراوانی و درصد آزمودنی‌ها بر اساس متغیرهای فردی

متغیر		فراوانی	درصد
جنسیت	پسر	۱۱۵	۵۲/۳
	دختر	۱۰۵	۴۷/۷
رتبه تولد	اول	۱۴۳	۶۵
	دوم	۳۷	۱۶/۸
	سوم	۲۱	۹/۵
	بالاتر	۱۹	۸/۲
میزان درآمد خانواده	کمتر از ۲ میلیون تومان	۲۱	۹/۵
	بین ۲ تا ۵ میلیون تومان	۶۴	۲۹/۱
	بین ۵ تا ۱۰ میلیون تومان	۸۹	۴۰/۵
	بالاتر از ۱۰ میلیون تومان	۴۶	۲۰/۹
پایه تحصیلی	هفتم	۱۳	۵/۹
	هشتم	۲۱	۹/۵
	نهم	۳۴	۱۵/۵
	دهم	۷۴	۳۳/۶
	یازدهم	۲۹	۱۳/۲
	دوازدهم	۴۹	۲۲/۳
شغل پدر	دولتی	۱۴۵	۵۶/۹
	آزاد	۴۶	۲۰/۹
	بیکار	۱۵	۸/۶
	بازنشسته	۱۴	۶/۴
شغل مادر	دولتی	۹	۴/۱
	آزاد	۱۱	۵
	خانه‌دار	۱۹۶	۸۹/۱
	بازنشسته	۴	۱/۸
تحصیلات پدر	دیپلم و پایین‌تر	۴۶	۲۰/۹۱
	کارشناسی	۹۷	۴۴/۰۹
	کارشناسی ارشد و بالاتر	۷۷	۳۵
تحصیلات مادر	دیپلم و پایین‌تر	۱۱۷	۵۳/۱۸
	کارشناسی	۵۳	۲۴/۰۹
	کارشناسی ارشد و بالاتر	۵۰	۲۲/۷۳

نتایج جدول شـــماره ۲، میانگین و انحراف معیار متغیرهای نشـــانه‌های سلوک، سرشت‌های عاطفی و بی‌اشتیاقی اخلاقی در آزمودنی‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۲- میانگین و انحراف معیار متغیرهای پژوهش

	متغیرها	میانگین	انحراف معیار	حداقل نمره	حداکثر نمره
نشانه‌های سلوک	نشانه‌های سلوک	۲/۶۲	۱/۴۱	۰	۸
سرشت‌های عاطفی	افسرده	۳/۸۳	۲/۳۴	۱	۷
	مضطرب	۲/۳۴	۱/۴۱	۱	۵
	بی‌تفاوت	۲/۹۲	۱/۴۲	۱	۵
	سرشت‌های درونی سازی شده	۹/۱۱	۳/۴۵	۳	۱۷
	سرخوش	۲/۶۰	۱/۴۴	۱	۵
	تحریک‌پذیر	۴/۱۰	۱/۲۹	۱	۵
	بازداری زدا	۲/۹۶	۱/۴۳	۱	۵
	سرشت‌های برونی سازی شده	۹/۶۷	۲/۸۰	۳	۱۵
	ادواری‌خو	۱/۹۹	۱/۲۴	۱	۵
	ملول	۲/۷۱	۱/۴۸	۱	۵
	دمدمی	۲/۶۱	۱/۴۸	۱	۵
	سرشت‌های بی‌ثبات	۷/۳۲	۳/۲۰	۳	۱۵
	وسواس	۲/۱۱	۱/۴۳	۱	۵
	سرحال	۳/۶۴	۱/۲۲	۱	۵
	هیجان‌زده	۳/۸۸	۱/۲۵	۱	۵
	سرشت‌های باثبات	۹/۶۵	۲/۱۵	۳	۱۵
بی‌اشتیاقی اخلاقی	توجیه اخلاقی	۹/۲۹	۲/۸۳	۴	۱۸
	برچسب زدن مدبرانه	۸/۴۵	۳/۴۸	۴	۱۷
	مقایسه سودمند	۵/۸۲	۲/۳۴	۴	۲۰
	جابجایی مسئولیت	۱۰/۱۵	۳/۷۸	۴	۲۰
	پخش مسئولیت	۴/۹۴	۱/۵۴	۴	۱۲
	تحریف پیامدها	۹/۸۹	۳/۱۰	۴	۲۰
	اسناد شرم	۹/۶۱	۳/۷۸	۴	۲۰
	انسانیت زدایی کردن	۶/۱۵	۲/۴۲	۴	۱۷
	نمره کلی بی‌اشتیاقی اخلاقی	۶۴/۳۳	۱۴/۸۳	۳۲	۱۱۴

یافته‌های جدول شماره ۳، نشـــان داد که ضریب آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی (Composite Reliability; CR) ســـازه‌های پژوهش از ۰/۷ بیشـــتر اســـت. هم‌چنین مقدار میانگین واریانس استخراج شـــده (Average Variance Extracted; AVE) نیز برای تمام ســـازه‌ها بزرگ‌تر از ۰/۵ به دست آمده است که نشان می‌دهد پایایی ترکیبی مدل پژوهش قابل قبول است.

جدول ۳- شاخص‌های برازش درونی مدل مفروض

سازه پژوهش	آلفای کرونباخ	پایایی ترکیبی (CR)	میانگین واریانس استخراج شده (AVE)
سرشت‌های درونی سازی شده	۰/۷۲	۰/۷۰	۰/۵۱
سرشت‌های برونی سازی شده	۰/۷۱	۰/۷۰	۰/۵۰
سرشت‌های باثبات	۰/۷۱	۰/۷۰	۰/۵۰
سرشت‌های بی‌ثبات	۰/۷۱	۰/۷۰	۰/۵۰
بی‌اشتیاقی اخلاقی	۰/۸۰	۰/۷۹	۰/۷۴
نشانه‌های سلوک	۰/۷۲	۰/۷۱	۰/۶۸

نتایج روایی واگرا در جدول شماره ۴ نشان می‌دهد جذر میانگین واریانس استخراج شده برای هر یک از سازه‌ها در مقایسه با همبستگی آن سازه با سازه‌های دیگر بیشتر است؛ بنابراین می‌توان گفت که در مدل پژوهش متغیرهای مکنون بیشتر با سؤالات مربوط به خودشان تعامل دارند تا با سازه‌های دیگر. به بیان بهتر، این جدول مطلوبیت روایی واگرای مدل را نشان می‌دهد که نشان می‌دهد مدل از روایی مطلوبی برخوردار است. همچنین مقدار مجذور R برای سازه بی‌اشتیاقی اخلاقی ۰/۴۰ و سازه نشانه‌های سلوک ۰/۷۶ به دست آمده است که نشان‌دهنده مقدار مناسبی می‌باشد. مقادیر Q2 مدل نیز نشان می‌دهد متغیرهای درون‌زای هر دو سازه قابلیت پیش‌بینی خوبی با سازه‌های مربوط به خود را دارند.

جدول ۴- روایی واگرای سازه‌های پژوهش

سازه پژوهش	بی‌اشتیاقی اخلاقی	نشانه‌های سلوک	درونی سازی شده	برونی سازی شده	باثبات	بی‌ثبات
بی‌اشتیاقی اخلاقی	۰/۸۶					
نشانه‌های سلوک	۰/۶۴	۰/۸۲				
درونی سازی شده	۰/۶۲	۰/۸۱	۰/۷۱			
برونی سازی شده	۰/۷۲	۰/۷۹	۰/۷۰	۰/۷۱		
باثبات	۰/۶۴	۰/۸۱	۰/۴۲	۰/۷۰	۰/۷۱	
بی‌ثبات	۰/۵۳	۰/۶۲	۰/۵۲	۰/۶۰	۰/۵۷	۰/۷۱

مطابق جدول شماره ۵، مقادیر f^2 نشان‌دهنده اندازه اثر مناسب برای سازه‌های سرشت‌های عاطفی و بی‌اشتیاقی بود. در بین سازه‌های مورد بررسی، بیشترین تأثیر به ترتیب مربوط به سرشت‌های درونی سازی شده بر بی‌اشتیاقی اخلاقی و سرشت‌های برونی سازی شده بر نشانه‌های سلوک بود. لازم به ذکر است که اندازه اثر (f^2) به صورت نسبتی از تغییرات R^2 به روی بخشی از واریانس متغیر مکنون درونزا (نشخوار خشم) است که به صورت تبیین نشده در مدل باقی می‌ماند. طبق نظر کوهن (Cohen) مقادیر ۰/۰۲ و ۰/۱۵ و ۰/۳۵ برای f^2 به ترتیب بیانگر اثر کوچک، متوسط و بزرگ است (۲۷).

جدول ۵- مقادیر شاخص اندازه اثر (f^2)

	نشانه‌های سلوک	بی‌اشتیاقی اخلاقی
درونی سازی شده	۰/۱۰	۰/۱۵
برونی سازی شده	۰/۱۲	۰/۰۶
باثبات	۰/۰۶	۰/۰۲
بی‌ثبات	۰/۰۳	۰/۰۵
بی‌اشتیاقی اخلاقی	۰/۰۵	–

برای بررسی برازش کلی مدل که هر دو بخش مدل اندازه‌گیری و ساختاری را کنترل می‌کند از معیار خوبی برازش (Goodness of fit; GOF) استفاده شد. سه مقدار ۰/۰۱، ۰/۲۵ و ۰/۳۶ را به عنوان مقادیر ضعیف، متوسط و قوی برای GOF معرفی نموده‌اند.

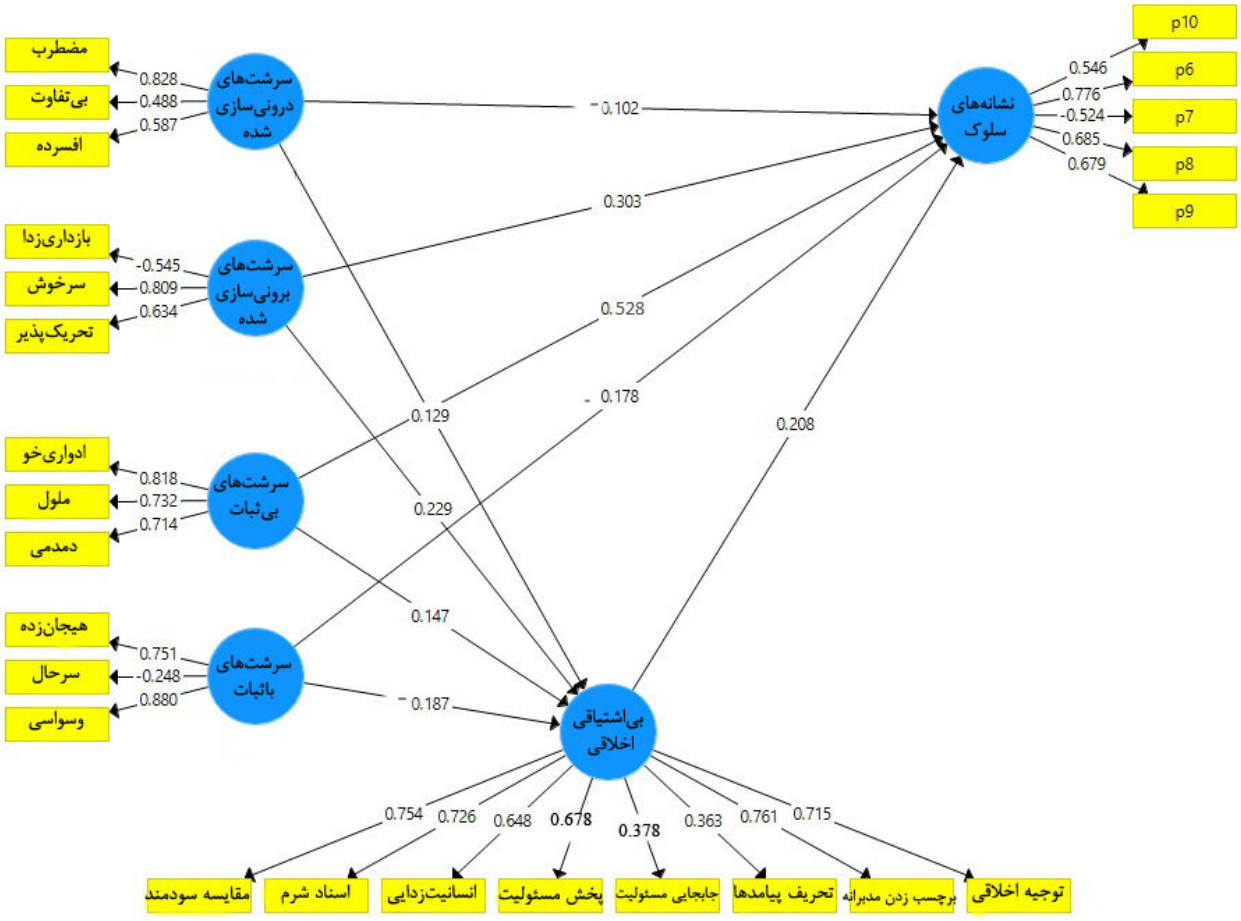
این شاخص با استفاده از میانگین هندسی شاخص R^2 و میانگین شاخص‌های مقادیر اشتراکی قابل محاسبه است (۲۸).

$$GOF = \sqrt{average\ (Commonality) \times average\ (R^2}$$

$$GOF = \sqrt{average78/0 * 69/0} = 73/0$$

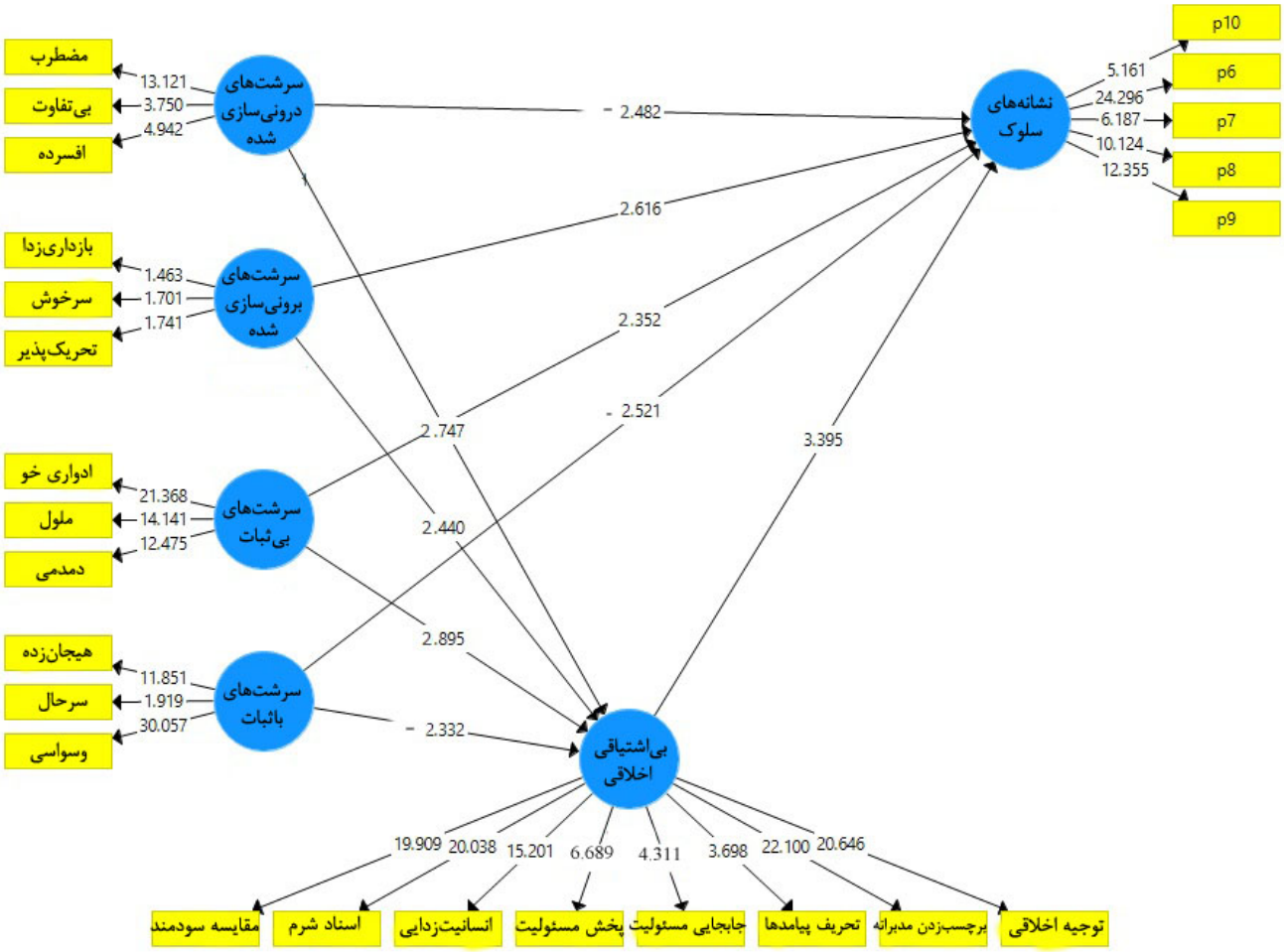
در نتیجه، مقدار معیار GOF برابر است با ۰/۴۴ که با مقایسه آن با مقادیر قابل قبول برای GOF نشان از برازش مناسب کلی مدل دارد. مسیرهای مستقیم سرشت‌های عاطفی و بی‌اشتیاقی اخلاقی به نشانه‌های سلوک و همچنین مسیرهای غیرمستقیم سرشت‌های عاطفی به نشانه‌های سلوک با میانجی‌گری بی‌اشتیاقی اخلاقی بر اساس ضرایب استاندار در نمودار شماره ۲ نشان داده شده است.

نمودار شماره ۲، معنی‌داری مسیرهای مستقیم و غیرمستقیم سرشت‌های عاطفی بر نشانه‌های اختلال سلوک را بر اساس ضریب استاندارد بتا نشان می‌دهد.



نمودار ۲- ضرایب مسیر مدل اندازه‌گیری

نمودار شماره ۳، معنی‌داری مسیرهای مستقیم و غیرمستقیم سرشت‌های عاطفی بر نشانه‌های اختلال سلوک را بر اساس نمره استاندارد تی نشان می‌دهد.



نمودار ۳: مقادیر T مدل اندازه‌گیری

مقادیر معناداری تی و ضرایب مسیر به دست آمده در مدل‌های بالا و جدول شماره ۶ نشان می‌دهد که سرشت‌های درونی سازی شده و باثبات اثر منفی معنی‌داری بر نشانه‌های سلوک دارند، در حالی که سرشت‌های برونی سازی شده و بی‌ثبات اثر مثبت مستقیمی بر نشانه‌های سلوک دارند. همچنین سرشت‌های درونی سازی شده و بی‌ثبات با میانجیگری بی‌اشتیاقی اخلاقی اثر غیرمستقیمی بر نشانه‌های سلوک دارند.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف آزمون الگوی روابط ساختاری سرشت‌های عاطفی با نشانه‌های اختلال سلوک با نقش میانجی بی‌اشتیاقی اخلاقی در دانش‌آموزان انجام گرفت. نتایج این مطالعه نشان داد که سرشت‌های درونی سازی شده (مضطرب، بی‌تفاوت و افسرده) اثر مستقیم منفی بر نشانه‌های سلوک دارند، بدین معنی که داشتن سرشت‌های درونی سازی شده مانعی برای بروز مشکلات سلوک است. این نتایج همسو با نتایج دی‌لیس و همکاران (۱۱) و دیلیسی و واگن (۹) مبنی بر نقش منفی صفت هیجان پذیری منفی در مشکلات سلوک و رفتارهای پرخاشگرانه است. از آنجا که هیجان پذیری منفی یکی از رگه‌های اصلی سرشت‌های درونی سازی شده است، این ویژگی می‌تواند با افزایش تمایلات اجتنابی عامل حفاظتی در برابر مشکلات سلوک باشد. مطابق دیدگاه لارا و همکاران افراد دارای سرشت‌های درونی سازی شده میزان بازداری بالایی داشته و میزان حساسیت بالایی به محرک‌های محیطی از خود نشان می‌دهند، از طرف دیگر سبک‌های مقابله‌ای

جدول ۶- تحلیل مسیر اثرات مستقیم و غیرمستقیم بین متغیرهای اصلی پژوهش

مسیرهای مستقیم	ضریب مسیر مستقیم	مقدار t	نتیجه
درونی سازی شده بر نشانه‌های سلوک	-۰/۱۰	-۲/۴۸	تائید
برونی‌سازی شده بر نشانه‌های سلوک	۰/۳۰	۲/۶۲	تائید
بی‌ثبات بر نشانه‌های سلوک	۰/۵۲	۲/۳۵	تائید
باثبات بر نشانه‌های سلوک	-۰/۱۷	-۲/۵۲	تائید
درون سازی شده بر بی‌اشتیاقی اخلاقی	۰/۱۲	۲/۷۵	تائید
برون سازی شده بر بی‌اشتیاقی اخلاقی	۰/۲۲	۲/۴۴	تائید
بی‌ثبات بر بی‌اشتیاقی اخلاقی	۰/۱۴	۲/۸۹	تائید
باثبات بر بی‌اشتیاقی اخلاقی	-۰/۱۸	-۲/۳۳	تائید
بی‌اشتیاقی اخلاقی بر نشانه‌های سلوک	۰/۲۰	۳/۳۹	تائید
مسیرهای غیرمستقیم	ضریب مسیر	مقدار t	نتیجه
درون سازی شده – بی‌اشتیاقی اخلاقی- نشانه‌های سلوک	۰/۰۴	۲/۱۳	تائید
برون سازی شده – بی‌اشتیاقی اخلاقی- نشانه‌های سلوک	۰/۰۲	۱/۹۸	عدم تائید
بی‌ثبات – بی‌اشتیاقی اخلاقی- نشانه‌های سلوک	۰/۰۳	۲/۲۰	تائید
باثبات – بی‌اشتیاقی اخلاقی- نشانه‌های سلوک	۰/۰۱	۱/۹۲	عدم تائید

ضعیفی از خود نشان می‌دهند، ترکیب این ویژگی‌ها می‌تواند این افراد را در معرض مشکلات درونی سازی شده نظیر اختلالات اضطرابی و افسردگی قرار دهد و باعث شود که آن‌ها به دلیل ترس و اضطراب ناشی از پیامد اعمال ضداجتماعی به میزان کمتری دچار نشانه‌های اختلال سلوک شوند. همچنین عنصر فعال‌سازی در این سرشت در قالب ضعیف شدن اراده تظاهر می‌کند که به صورت غمگینی و فقدان انرژی خود را نشان می‌دهد و با تمایل پایین به مشکلات سلوک همراه می‌گردد (۲۳).

مطابق نتایج این مطالعه سرشت‌های برونی سازی شده (بازداری زدا، سرخوش و تحریک‌پذیر) اثر مستقیم مثبتی بر نشانه‌های سلوک دارد. در این راستا، نتایج هیرشفیلد- بیکر و همکاران (۱۳) نیز نشان داد که سرشت بازداری زدا به عنوان یک سرشت برونی سازی شده با رفتارهای اخلال گرانه و مشکلات سلوک ارتباط دارد. مطابق دیدگاه لارا و همکاران افراد دارای سرشت بازداری زدا حساسیت پایینی به تنبیه داشته و تکانشوری بی‌پروایانه (Impulsivity Reckless) بالایی دارند، افراد دارای سرشت سرخوش نیز، افرادی لذت‌جو بوده و میزان انرژی، خوش‌بینی و خود بزرگ بینی بالایی دارند و افراد دارای سرشت تحریک‌پذیر هم خشم، واکنش‌پذیری و تکانش وری رغبتی (Appetitive Impulsivity) بالایی از خود نشان می‌دهند. این ویژگی‌ها می‌تواند زمینه را برای ارتکاب به رفتارهای اخلال گرانه و ضداجتماعی فراهم ساخته و فرد را نسبت به مشکلات سلوک آسیب‌پذیر سازد. تظاهر فعال‌سازی در سرشت‌های برونی سازی همان راهبردی است که در آن انرژی فرد به سمت پیشگیری از موانع لذت‌جویی و جنگیدن با عوامل مزاحم و معارض خوشی‌ها هدایت شده و فرد را نسبت به ارتکاب مشکلات سلوک آسیب‌پذیر می‌کند (۲۳).

نتایج نشان داد که سرشت‌های بی‌ثبات (ادواری‌خو، ملول و دمدمی) اثر مستقیم مثبتی بر نشانه‌های سلوک دارند. این نتایج با قسمتی از نتایج پیسانو و همکاران (۱۴) همسو است که نشان دادند عامل تکانش وری/ بدتنظیمی هیجانی سرشت‌های ادواری‌خو با علائم برونی سازی مرتبط است. ویژگی کلیدی سرشت دمدمی، بی‌سازمانی و اهمال‌کاری است و ویژگی کلیدی سرشت‌های ملول و ادواری‌خو خشم، تنش، پارانویا، ملالت،

ایده‌های منفی و شـــک و تردیدهای وسواسی است. از طرف دیگر در این سرشت‌ها میزان حساســیت محیطی بالا و میزان کنترل ضعیف است. ابراز فعال سازی در قالب علاقه و خشم به جای اراده به طور خاصی بالاســت و بین فعال‌ســازی و بازداری تضاد وجود دارد؛ به این دلیل آن‌ها تظاهرات رفتاری بی‌ثبات بیشتری از خود نشان می‌دهند و مستعد اختلالات بیش‌فعالی/نقص‌توجه، اختلال ســلوک، دو قطبی نوع ۲، شخصیت مرزی و پرخوری هستند که این مشــخصات سرشت‌های بی‌ثبات می‌تواند نشانه‌های سلوک و رفتارهای پرخاشگرانه این افراد را تبیین کند (۲۷).

بر اساس نتایج این مطالعه سرشت‌های باثبات اثر مستقیم منفی با نشانه‌های سلوک داشت. این نتایج نیز همسو با نتایج دی‌لیس و همــکاران (۱۱)، فیئولا و همکاران (۱۲)، هیرشــفیلد- بیکر و همکاران (۱۳)، پیســانو و همکاران (۱۴) و لارا و همکاران (۲۳) می‌باشد که نشــان دادند سرشت‌های باثبات از بیشترین سلامت روانــی برخوردار هســتند. مطابــق دیدگاه لارا و همــکاران، در سرشت‌های باثبات، خشم خیلی پایین و اراده خیلی بالاست. اراده یک نیروی درونی پایدار اســت که افــراد را به انجام فعالیت‌های هدفمندی سوق می‌دهد که معطوف به فرایند و کامیابی مطلوب بلندمدت اســت. از طــرف دیگر در سرشــت‌های باثبات، میزان حساسیت محیطی پایین و میزان کنترل درونی و مقابله سازگارانه بالاســت؛ بنابراین افراد دارای سرشت باثبات به هنگام مواجهه با بد بیــاری واکنش‌پذیری هیجانی کمتری از خود نشــان داده و از راهبردهای مقابله‌ای ســالمی برای کنار آمدن با آن اســتفاده می‌کنند، این ویژگی‌های روان شــناختی می‌تواند به عنوان عامل حفاظتی در برابر مشــکلات رفتاری و پرخاشــگرانه عمل کنند و آن‌ها را از اقدام به رفتارهای ضداجتماعی بازدارد (۲۸).

نتایج این مطالعه همچنین نشــان داد که بی‌اشــتیاقی اخلاقی اثر مســتقیم مثبتی بر نشانه‌های اختلال ســلوک دارد. علاوه بر این، سرشت‌های درونی سازی شده، برونی سازی شده و بی‌ثبات با اثــر مثبت و سرشــت‌های باثبات با اثر منفی بر بی‌اشــتیاقی اخلاقی می‌توانند اثر غیرمســتقیمی بر نشانه‌های سلوک داشته باشــند. این نتایج نیز همســو با نتایج گینی (Gini) و همکاران (۱۵)، موراتــوری و همکاران (۱۶)، شــالمن و همکاران (۱۷) و اسپیجو-سیلز و همکاران (۱۹) مبنی بر ارتباط مثبت بی‌اشتیاقی اخلاقی با مشکلات سلوک و رفتارهای ضداجتماعی و پرخاشگرانه می‌باشــد. موراتوی و همکاران (۱۶) نشان دادند که در نوجوانان با اختلال رفتار اخلالگرانه و ایذایــی (Disruptive Behavior Disorders)، تمایلات بالای بی‌اشتیاقی اخلاقی با سطوح بالای صفات ضدهیجانی- ســنگدلانه با گذشــت زمان همراه اســت. نتایج زینگ و همکاران (۱۸) نیز نشــان داد که صفات سرشــتی غیرهیجانی- ســنگدلانه می‌تواند با افزایش بی‌اشــتیاقی اخلاقی منجر به بــروز رفتارهای اخلال‌گرانه و ایذایی شــود. این صفات با تجلی فعال‌ســازی به صورت خشم نمود پیدا می‌کند که اساس سرشت‌های برونی‌سازی شده و بی‌ثبات است. بدین ترتیب خشم پایین در سرشت‌های باثبات نیز ارتباط منفی با نشانه‌های سلوک پیدا می‌کند. سرشــت‌های ناســازگار به عنوان عناصر آماده‌ساز رفتــاری می‌توانند افراد را به انجام برخــی رفتارها هدایت کنند، ولی بی‌اشــتیاقی اخلاقی به عنوان یک مکانیسم میانجی می‌تواند تأثیر عوامل بازدارنده رفتارهای غیراجتماعی و ضداجتماعی نظیر میزان رعایت اصول و ارزش‌ها انســانی را کاهــش داده و فرد را از عواقب خودسرزنشــی حفظ کند. بی‌اشتیاقی اخلاقی همچنین می‌تواند هیجان‌های اخلاقی گناه و همدلی را کاهش داده و بدین طریق به رفتارهای ضداجتماعی شدیدتر منجر شود (۲۷).

در مجموع این نتایج نشان می‌دهند که سرشت‌های برونی‌سازی شده و باثبات می‌توانند به عنوان یک عامل حفاظتی و سرشت‌های برونی‌سازی شده و بی‌ثبات می‌توانند به عنوان یک عامل آسیب‌پذیر کننده برای نشانه‌های سلوک عمل کنند و بی‌اشتیاقی اخلاقی نیز به عنوان میانجی اثر منفی سرشــت بر نشــانه‌های سلوک عمل می‌کند. این مطالعه چند محدودیت داشــت. اولاً عدم استفاده از نمونه‌های بالینی مبتلا به اختلال سلوک می‌تواند تعمیم نتایج را محدود سازد، دوم اینکه در این مطالعه برای اندازه‌گیری متغیرها به ویژه نشانه‌های ســلوک از ابزارهای خودگزارشی استفاده شد؛ بنابراین پیشــنهاد می‌شود در مطالعات آتی، برای افزایش قابلیت تعمیــم نتایج به مبتلایان به اختلال ســلوک از نمونه‌های بالینی مبتلا به این اختلال نمونه‌گیری شــود و همچنیــن از ابزارهای عینی برای اندازه‌گیری متغیرها استفاده شود. این نتایج توجه به عوامل سرشــتی در شناسایی زودهنگام نشانه‌های اختلال سلوک را خاطر نشان می‌سازد. علاوه بر این، آموزش راهبردهای مقابله با بی‌اشتیاقی اخلاقی به ویژه در دوره نوجوانی به عنوان روشی برای کاهش مشکلات سلوک پیشنهاد می‌شود.

تشکر و قدردانی

این مقاله مســـتخرج از رســـاله دکتری نویســـنده اول در رشته روان‌شناســـی می‌باشـــد که در مورخ ۱۳۹۹/۱۰/۲۷ به شـــماره ۹۹/د/۲۰/۳۰۵۱۱ در دانشـــگاه محقق اردبیلی به تصویب رسیده است. بدین وسیله نویسندگان مقاله مراتب تشکر و قدردانی خود را از مدیریت محترم ســـازمان آموزش و پرورش استان آذربایجان غربی و تمامـــی مدیران و معلمان و دانش‌آموزان همکاری کننده در این مطالعه اعلام می‌کنند.

تضاد منافع

نویســـندگان مقاله بیان می‌کنند که هیچ گونه تضاد منافعی در مطالعه حاضر وجود ندارد.

References

1. Erskine HE, Ferrari AJ, Nelson P, Polanczyk GV, Flaxman AD, Vos T, Whiteford HA, Scott JG. Epidemiological modelling of attention-deficit/ hyperactivity disorder and conduct disorder for the Global Burden of disease study 2010. J Child Psychol Psychiary 2013; 54(12):1263-74. DOI:10.1111/jcpp.12144 PMID: 24117530
2. American psychiatric association. Diagnostic statistical manual of mental disorder, 5 th edition. American Psychiatric Association, Wahington, DC. 2013.
3. Rouquette A, Pingault JB, Fried EI, Orri M, Falissard B, Kossakowski JJ, et al. Emotional and behavioral symptom network structure in elementary school girls and association with anxiety disorders and depression in adolescence and early adulthood: A network analysis. JAMA Psychiatry. 2018; 75(11): 1173-81. DOI:10.1001/jamapsychiatry.2018.2119 PMID: 30128480 PMCID: PMC6248096
4. Vidal-Ribas P, Brotman MA, Valdivieso I, Leibenluft E, Stringaris A. The status of irritability in psychiatry: A conceptual and quantitative review. J Am Acad Child Adolesc Psychiatry. 2016; 55(7): 556-70. DOI: 10.1016/j. jaac.2016.04.014 PMID: 27343883 PMCID: PMC4927461
5. Ayano G, Lin A, Betts K, Tait R, Dachew BA, Alati R. Risk of conduct and oppositional defiant disorder symptoms in offspring of parents with mental health problems: Findings from the Raine Study. J Psychiatr Res. 2021; 138: 53-9. DOI:10.1016/j.jpsychires.2021.03.054 PMID: 33831677
6. Akiskal HS, Akiskal KK. TEMPS: Temperament Evaluation of Memphis, Pisa, Paris and San Diego. J Affect Disord 2005; 85 (1–2): 1–2. DOI:10.1016/j. jad.2004.12.003 PMID: 15780670
7. Elias LR, Kohler CA, Stubbs B, Maciel BR, Cavalcante LM, Vale AMO, Carvalho AF. Measuring affective temperaments: A systematic review of validation studies of the Temperament Evaluation in Memphis Pisa and San Diego (TEMPS) instruments. J Affect Disord 2017; 1(212): 25-37. DOI.10.1016/j.jad.2017.01.023 PMID: 28135688
8. Greenwood TA, Akiskal HS, Akiskal KK, Kelsoe JR. Genome-wide association study of temperament in bipolar disorder reveals significant associations with three novel loci. Biol Psychiatry. 2012; 72 (4): 303–310. DOI:10.1016/j. biopsych.2012.01.018 PMID: 22365631 PMCID: PMC3925336
9. DeLisi M, Vaughn MG. Ingredients for criminality requires genes, temperament, and psychopathic personality. J Crim Justice 2015; 43(4): 290–4. DOI:10.1016/j. jcrimjus.2015.05.005
10. DeLisi M, Vaughn MG, Salas-Wright CP, Jennings WG. Drugged and dangerous: Prevalence and variants of substance use comorbidity among seriously violent offenders in the United States. J Drug Issues 2015; 45(3): 232–48. DOI:10.1177/0022042615579237
11. DeLisi M, Fox B, Fully M, Vaughn M. The effects of temperament, psychopathy, and childhood trauma among delinquent youth: A test of DeLisi and Vaughn's temperament-based theory of crime. Int J Law Psychiatry. 2018; 57: 53–60. DOI:10.1016/j.ijlp.2018.01.006 PMID: 29548504
12. Feola BK, Armstrong E, Flook A, Woodward ND, Heckers S, Blackfordm JU. Evidence for inhibited temperament as a transdiagnostic factor across mood and psychotic disorders. J Affect Disord. 2020; 274: 995-1003. DOI:10.1016/j. jad.2020.05.119 PMID: 32664044 PMCID: PMC7540608
13. Hirshfeld-Becker DR, Biederman J, Faraone SV, Violette H, Wrightsman J, Rosenbaum JF. Temperamental correlates of disruptive behavior disorders in young children: Preliminary Findings. Biol Psychiatry. 2002; 51(7): 563-74. DOI.10.1016/s0006-3223(01)01299-9 PMID: 11950458
14. Pisanoa S, Senesec VP, Bravacciob C, Santangeloa P, Milone Masi AG, Catone G. Cyclothymic-hypersensitive temperament in youths: Refining the structure, the way of assessment and the clinical significance in the youth population. J Affect Disord. 2020; 271: 272-8. DOI:10.1016/j.jad.2020.03.155 PMID: 32479326
15. Gini G, Pozzoli T, Hymel S. Moral disengagement among children and youth: A meta analytic review of links to aggressive behavior. Aggress Behav. 2014; 40(1): 56-68. DOI.10.1002/ab.21502 PMID: 24037754
16. Muratori P, Paciello M, Buonanno C, Milone A, Ruglione L, Lochman JE, et al. Moral disengagement and callous-unemotional traits: A longitudinal study of Italian adolescents with a disruptive behavior disorder. Crim Behav Ment Health. 2017; 27(5): 514-24. DOI.10.1002/cbm.2019 PMID: 27624802
17. Shulman EP, Cauffman E, Piquero AR. Fagan J. Moral disengagement among serious juvenile offenders: A longitudinal study of the relations between morally

disengaged attitudes and offending. Dev Psycho. 2011; 47(6): 1619–32. DOI.10.1037/a0025404 PMID: 21910534

18. Zeng P, Wang P, Nie J, Ouyang M, Lei L. Gratitude and cyberbullying perpetration: The mediating role of self-compassion and moral disengagement. Children and Youth Services Review. 2020; 119(2): 105608. DOI:10.1016/j.childyouth.2020.105608
19. Espejo-Siles R, Zych I, Farrington DP, Llorent VJ. Moral disengagement, victimization, empathy, social and emotional competencies as predictors of violence in children and adolescents. Children and Youth Services Review. 2020; 118(2): 105337. DOI:10.1016/j.childyouth.2020.105337
20. Hooman HA. Structural Equation Modeling by using LISERL software. Tehran: SAMT. 2014; 123-5. (Persian)
21. VanWidenfelt BM, Goedhart AW, Treffers PDA, Goodman R. Dutch version of the Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ). Eur Child Adolesc Psychiatry. 2003; 12(6): 281-9. DOI.10.1007/s00787-003-0341-3 PMID: 14689260
22. Heidari F. The cousal modeling of the symptoms of conduct disorder in adolescents basing on temperamental traits, chlidhood maltreatment, peer rejection: Investigating the mediating role of anger rumination and moral disengagement. PhD Thesis in Psychology, University of Mohaghegh Arabili. 2022; 96-8. (Persian)
23. Lara DR, Bisol LW, Brunstein MG, Reppold CT, de Carvalho HW, Ottoni GL. The Affective and Emotional Composite Temperament (AFECT) model and scale: A system-based integrative approach. J Affect Disord. 2012; 140(1):14-37. DOI:10.1016/j.jad.2011.08.036 PMID: 21978734
24. Chalibianloo G, Abdi R, Rasolzadeh M, Sheikh S. Investigating psychometric properties of affective and emotional composite temperaments scale in university students. Quar. Moder Psycholo Studies 2017; 11(42): 51-71.)Persian (
25. Bandura A, Barbaranelli C, Caprara GV, Pastorelli C. Mechanisms of moral disengagement in the exercise of moral agency. Journal of Personality and Social Psychology.1996; 71(2): 364–74. DOI.org/10.1037/0022-3514.71.2.364
26. Basharpoor S, Ahmadi S, Fallahi V, EiniArdi I. The role of Moral disengagement and anxiety sensitivity in predicting the tendency to alcohol in adolescents. Shenakht Journal of Psychology and Psychiatry. 2019; 5(6): 43-56.)Persian(DOI. 10.29252/shenakht.5.6.43
27. Basharpoor S. Personality psychology. University of Mohaghegh Ardabili Publication, Ardabil. 2018.)Persian (
28. Heidari F, Narimani M, Aghajani S, Basharpoor S. The mediating role of anger rumination in relations of affective temperaments with symptoms of conduct disorder in adolescents. Journal of Psychiatic Nursing. 2022; 10 (3):1-13. DOI:org/10.22034/IJPN.10.3.1