

## بررسی اعتبار و روایی پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) در نوجوانان ۱۳ تا ۱۵ ساله

دکتر غلامرضا رجبی

استادیار دانشگاه شهید چمران اهواز

### چکیده

تاریخ دریافت ۱۳۸۴/۲/۲۲ - تاریخ تأیید ۱۳۸۵/۴/۱۸

تحقیق حاضر به منظور بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی (اعتبار، روایی و تحلیل عوامل) پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) در دانش‌آموزان دختر و پسر پایه‌ی سوم راهنمایی و اول دبیرستان اهواز می‌باشد. ۳۹۹ دانش‌آموز دختر و پسر مدارس راهنمایی و دبیرستانی با روش تصادفی چند مرحله‌ای انتخاب شدند. نتایج تحلیل عوامل، با استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اصلی شش عامل را به دست داد. در این میان، عامل یکم بیشترین سهم واریانس سؤالات پرسشنامه را تبیین می‌نماید. علاوه بر این، ضرایب اعتبار باز-آزمایی ۰/۸۱، آلفای کرونباخ ۰/۸۸ و تنصیف ۰/۸۳ برای کل پرسشنامه به دست آمد. همچنین، ضریب همبستگی بین پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) و فرم کوتاه مقیاس افسردگی کودکان ۰/۳۶ در کل نمونه، ۰/۵۵ برای دختران و ۰/۲۲ برای پسران محاسبه شد. نتایج تحلیل واریانس عاملی نشان داد که بین دانش‌آموزان دختر و پسر و عرب زبان و فارسی زبان از لحاظ میزان افسردگی تفاوت وجود ندارد. کلید واژه‌ها: مقیاس افسردگی (CDI)، اعتبار، روایی، افسردگی، تحلیل عاملی.

### مقدمه

امروزه روان‌شناسی بالینی (کودکان و بزرگسالان) به ویژه در بخش روان‌سنجی و ابزارسازی در ایران و سایر کشورها گام‌های مهمی برداشته است. انجام تحقیقات مختلف نیاز به ابزارهای اعتباریابی شده و استاندارد شده دارند که باعث پیشرفت علوم کاربردی و بنیادی خواهند شد. در واقع، در اختیار داشتن ابزارهای عینی با خصوصیات روان‌سنجی مناسب، می‌تواند روان‌شناس بالینی را برای تشخیص سریع، غربال‌گیری بیماران و تدوین نقطه‌ی برش برای تحقیقات آینده مجهز نماید. به علاوه، با استفاده از این ابزارهای عینی و اعتباریابی شده، روان‌شناس بالینی می‌تواند تأثیرات روش‌های درمانی را نیز اندازه‌گیری کند.

افسردگی بالینی<sup>۱</sup> یک بیماری جدی است که می‌تواند بر هر فرد از جمله نوجوانان<sup>۲</sup> تأثیرگذار باشد. بنابراین، افسردگی می‌تواند بر تفکرات، احساسات، رفتار و سلامتی انسان اثر بگذارد. برآوردها در مورد میزان افسردگی نوجوانان در حد متوسط هستند. مطالعات نشان می‌دهد که از هر صد کودک یک نفر به

<sup>۱</sup>. clinical depression

<sup>۲</sup>. adolescent

مشکلات روانی، رفتاری و هیجانی مبتلاست و از هر ده نفر آن‌ها یک نفر ممکن است ناراحتی هیجانی جدی داشته باشد. در میان نوجوانان، از هر ۸ نفر یک نفر ممکن است از افسردگی رنج ببرد که معمولاً نشانه‌های آن از ۱۴ تا ۱۸ سالگی ظاهر می‌شوند. همچنین برآورد شده است که ۲۰ تا ۴۰ درصد کودکان که افسرده تشخیص داده شدند، بعد از ۵ سال از آغاز بیماریشان به اختلال دو قطبی مبتلا شدند (لویسنون، ۱۹۹۸). افسردگی در دوره‌ی نوجوانی، خشم، احساسات ناامیدی و بی‌ارزشی، واکنش شدید به انتقاد، بی‌قراری، بی‌خوابی یا افزایش خواب، بی‌تصمیمی، عدم شرکت در فعالیت‌های اجتماعی، خانوادگی و تحصیلی، مردودی یا ترک تحصیل و غیره همراه است. در حقیقت، اگر افسردگی در این دوره‌ی سنی درمان نشود می‌تواند به سوء مصرف مواد اعتیادزا و رفتارهای خودکشی منجر شود (بیر ماهر، برینت و بنسون، ۱۹۹۴) است.

پرسشنامه‌ی افسردگی کودکان و نوجوانان<sup>۵</sup>، ویرایش شده‌ی پرسشنامه‌ی افسردگی بک<sup>۶</sup> (بک، ۱۹۷۶)، به نقل از دونلی و ویلسون<sup>۷</sup>، (۱۹۹۴) است، که توسط کواکس<sup>۸</sup> (۱۹۸۱) برای ارزیابی افسردگی در دوران کودکی و نوجوانی تدوین شده است. تحقیقات متعددی توسط پژوهشگران مختلف در رابطه با تحلیل عاملی این پرسشنامه انجام شده است. در حقیقت، هدف همه‌ی این تحقیقات این بوده است که ماده‌های پرسشنامه‌ی فوق یکسان هستند یا اینکه ماده‌های آن مستقل از یکدیگر می‌باشند؟ بنابراین، استفاده از روش‌های آماری اطلاعاتی را فراهم می‌کند که ممکن است منجر به درک بهتر ماهیت افسردگی در اوایل دوره‌ی نوجوانی و شناسایی دقیق آن گردد. پولی، اسبرانا، مارچس چی و ماسی<sup>۹</sup> (۲۰۰۳) در تحلیل عاملی از CDI به هفت عامل دست یافتند. یک عامل عمومی بدون موضوع، دو عامل مربوط به فقدان احساس لذت، کناره‌گیری، بی‌قراری، عناد، فقدان اشتها و خود بیمار انگاری بود. سایلور، فینچ، اسپیرتو و بنت<sup>۱۰</sup> (۱۹۸۴) در یک نمونه‌ی بالینی به یک راه حل هشت عاملی دست یافتند. کواکس (۱۹۸۳) دریافت که پرسشنامه‌ی افسردگی کودک (CDI) در گروه‌های بالینی یک ساختار چند عاملی افسردگی می‌باشد. فینچ، فلمینگ<sup>۱۱</sup> و اسپیریتو (۱۹۸۲) بر اساس نمونه‌ای از کودکان ۷ تا ۱۷ ساله که به کلینیک مراجعه نمودند، به یک راه حل هفت عاملی دست یافتند که ۵۸ درصد واریانس ماده‌های CDI را تبیین می‌کند. کلین، سیگل، کالینس و کریفین<sup>۱۲</sup> (۱۹۹۴) در مطالعه‌ای بر روی کودکان ۷ تا ۱۲ ساله مشاهده نمودند که می‌توان یک ساختار چهار عاملی را که ۷۱ درصد واریانس CDI را تبیین می‌کند، نشان داد. دونلی و ویلسون (۱۹۸۳) در مطالعه‌ای بر روی نوجوانان ۵ تا ۱۱ ساله با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی به شش عامل دست یافتند (خلق افسرده، کنش نمایی<sup>۱۳</sup> (براز مستقیم یک میل یا تکانه ناخودآگاه به صورت عملی)، خودپنداره منفی، فقدان عاطفه مثبت، مشکلات بدنی و گناه و سرزنش شخصی) و بیان نمودند که پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) یک پرسشنامه‌ی چند بُعدی است. هل سل و متسون<sup>۱۴</sup> (۱۹۸۴) در یک جامعه‌ی بهنجار

3. Lewinshon

4. Birmaher, Brent., & Benson

5. Child and Adolescent Depression Inventory

6. Beck Depression Inventory

7. Donnelly., & Wilson

8. Kovacs

9. Poli, Sbrana, Marcheschi., & Masi

10. Saylor, Finch, Sprito., & Bennet

11. Fleming, & Sprito

12. Kline, Siegal, Mullins., & Griffin

13. acting-out

14. Helsel., & Matson

۱۴ تا ۱۸ ساله به یک راه حل چهار عاملی دست یافتند. دراگر و گریکو- ویگوریتو<sup>۱۵</sup> (۲۰۰۲) در مطالعه‌ای با استفاده از CDI بر روی ۲۰۲ کودک مبتلا به مصرف مواد مخدر و الکل به یک راه حل پنج عاملی مربوط به خودپنداره منفی، کنش نمایی، نشانه‌های اختلال بدنی، خلق و ناامیدی دست یافتند. همچنین در مطالعه‌ای روبرت<sup>۱۶</sup> (۱۹۹۲) بر روی ۲۲۰۰ نوجوان ۱۲ تا ۱۷ ساله از چهار گروه فرهنگی با استفاده از پرسشنامه‌ی افسردگی کودکان و نوجوانان به سه عامل عاطفه‌ی منفی، عاطفه‌ی مثبت و نشانه‌های روان-تنی دست یافت.

در کل، تحقیقات متعدّد نشان داده‌اند که پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) یک ابزار چند بعدی است و هر یک از تحقیقات به عامل‌های متفاوت دست یافته‌اند. در حقیقت، هدف این تحقیق است که به بی‌نظمی عامل‌های استخراج شده توسط پژوهشگران مختلف سازمان دهد.

مطالعات زیادی درخصوص افسردگی پسران و دختران در مقاطع سنی مختلف انجام شده است. در دوران کودکی، به نظر می‌رسد پسران و دختران به میزان برابری در معرض اختلالات افسردگی باشند، اما در دوران نوجوانی، دختران نسبت به پسران دو برابر بیشتر در معرض خطر افسردگی می‌باشند (بیر ماهر، ریان، ویلیامسون، برنت، کافمن، داهل، پرل و نیلسون<sup>۱۷</sup> (۱۹۹۶). لیس، فاریس و لیکویست<sup>۱۸</sup> (۲۰۰۱) در مطالعه‌ای مشاهده نمودند که تفاوت‌های معنی‌دار جنسیتی در افسردگی با استفاده از CDI هم برای گروه‌های سنی جوان و هم برای گروه‌های سنی مستتر به نفع دختران وجود دارد. اسماکر، گرای هید و گرین<sup>۱۹</sup> (۱۹۸۶) دریافتند که تفاوت‌های جنسیتی در میزان افسردگی در ماده‌های CDI فقط در ۷ ماده دیده می‌شود. توینک و نولن- هیکسما<sup>۲۰</sup> (۲۰۰۲) در مطالعه‌ای دریافتند که نمرات افسردگی دختران نسبت به نمرات افسردگی پسران در دوران کودکی پایین‌تر است اما نمرات افسردگی دختران در آغاز ۱۳ سالگی بالاتر از نمرات پسران هم‌سالشان بود. فریگریا، پستی، مولتینی، سیندر و باتاگالیا<sup>۲۱</sup> (۲۰۰۱) نشان دادند که نمرات افسردگی دختران بالاتر از نمرات افسردگی پسران می‌باشد. تاکاچی، روبرتس و سوزوکی<sup>۲۲</sup> (۱۹۹۴) دریافتند که دختران نسبت به پسران احساسات افسردگی را بیشتر بیان می‌کنند. نجاریان (۱۳۷۳) نشان داد که نمرات دانش‌آموزان دختر در مقیاس افسردگی کودکان به طور معنی‌داری بیشتر از دانش‌آموزان پسر می‌باشد. کارتیر و لاسن<sup>۲۳</sup> (۱۹۹۴) در مطالعه‌ای بر روی ۷۹۲ دانش‌آموز با استفاده از CDI نشان دادند که دختران نسبت به پسران، نشانه‌شناسی افسردگی بیشتری دارند. ود، کرینی و پیوالین<sup>۲۴</sup> (۲۰۰۲) دریافتند که میزان افسردگی دانش‌آموزان دختر به طور معنی‌داری در سه گروه کانادایی، آمریکایی و بریتانیایی بالاتر است. توموری، زالار و پلی اسنیکار<sup>۲۵</sup> (۲۰۰۰) در مطالعه‌ای بر روی ۴۵۹ دانش‌آموز دبیرستانی ۱۴ تا ۱۱ سال دریافتند که سطح افسردگی و عزت نفس دختران نسبت به پسران پایین‌تر است. کنالس، دومنیک-لیابریا، فرناندز- بالارت و مارتی- هنبرگ<sup>۲۶</sup> (۲۰۰۲) در مطالعه‌ای دریافتند که در قبل از بلوغ بین دختران و

15. Drucker., & Greco- Vigorito

16. Robert

17. Birmaher, Ryan, Williamson, Brent, Kaufman, Dahl, Perel., & Nelson

18. Liss, Phares., & Lilquist

19. Smucker, Graighead., & Green

20. Twenge, & Nolen- Hoeksema

21. Frigeria, Pesenti, Molteni, Sinder., & Battaglia

22. Takeuchi, Roberts., & Suzuki

23. Chartier., & Lassen

24. Wade, Cairney., & Pevalin

25. Tomori, Zalar., & Plesnicar

26. Canals, Domenech- Liaberia, Fernandez- Ballart., & Mari- Henneberg

پسران از لحاظ میزان افسردگی تفاوت دیده نمی‌شود، اما بعد از ۱۵ سالگی، دختران و زنان دو برابر بیشتر از پسران و مردان ممکن است افسرده شوند.

بنابراین، از آن جا که برای ارزیابی میزان افسردگی نوجوانان به ابزاری با ویژگی‌های روان‌سنجی (اعتبار و روایی) مناسب برای محیط‌های بالینی و غیربالینی نیاز است، تحقیق حاضر با هدف تدوین یک فرم پایه برای بررسی میزان افسردگی نوجوانان که مناسب و منطبق با جامعه‌ی دانش‌آموزی بهنجار باشد، طرح و انجام گردیده است. به علاوه، روان‌شناسان و مشاوران با استفاده از نمرات به دست آمده از پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) در نوجوانان می‌توانند برنامه‌های پیشگیری و درمانی خود را به صورت مناسب‌تری پیاده و اجرا کنند. در نهایت، هدف از تحقیق حاضر پاسخ به سؤالات زیر می‌باشد:

۱. پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) در نوجوانان یک سازه‌ی یک بُعدی است یا چند بُعدی؟

۲. پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) در نوجوانان از اعتبار و روایی برخوردار می‌باشد؟

## روش

### جامعه و شیوه‌ی نمونه‌گیری

جامعه‌ی آماری این تحقیق، دانش‌آموزان پایه‌ی سوم راهنمایی (۲۰۰ نفر) و سال اول (۱۹۹ نفر) دبیرستان‌های شاغل به تحصیل اهواز در سال تحصیلی ۸۲-۸۱ می‌باشند. ابتدا از بین چهار ناحیه‌ی آموزش و پرورش شهر اهواز دو ناحیه‌ی آموزشی به صورت تصادفی انتخاب شدند. سپس از بین دو ناحیه‌ی برگزیده شده، شش مدرسه‌ی راهنمایی پسرانه و دخترانه و شش دبیرستان پسرانه و دخترانه (جمعاً ۱۲ مدرسه) به صورت تصادفی چند مرحله‌ای برگزیده شدند. در آخرین مرحله، نمونه‌ی این تحقیق از بین دانش‌آموزان کلاس‌های پایه‌ی سوم راهنمایی و اول دبیرستان با توجه به نسبت هر کلاس به صورت تصادفی ساده انتخاب شدند.

### ابزار تحقیق

در این تحقیق، افسردگی توسط پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) اندازه‌گیری شد. این پرسشنامه یک ابزار خود-گزارشی است که شامل ۲۷ ماده می‌باشد و توسط کواکس (۱۹۸۱) برای کودکان و نوجوانان ۷ تا ۱۷ ساله تدوین شده است. برای پاسخ‌گویی به آن، آزمودنی باید هر عبارت را بخواند و سپس پاسخ خود را براساس یک شاخص ۳ درجه‌ای از نوع مقیاس لیکرت با دامنه‌ای از نمره‌ی صفر (گاهی) تا نمره‌ی ۲ (همیشه) مشخص کند. حداقل و حداکثر نمره‌ی پرسشنامه به ترتیب صفر و ۵۴ می‌باشد. به عبارت دیگر، در این پرسشنامه، نمره‌ی زیاد، معرف میزان بالای افسردگی است. همچنین، این پرسشنامه توسط محققان به فارسی ترجمه شده سپس توسط دو نفر از اساتید روان‌شناسی از لحاظ روایی - محتوایی مورد بررسی قرار گرفته است.

اسماکر و همکاران (۱۹۸۶) در مطالعه‌ای بر روی ۵۹۴ پسر و ۶۵۸ دختر ۸ تا ۱۶ سال دریافتند که ضرایب آلفای کرونباخ، بازآزمایی و همبستگی نمره‌ی کل با تک تک ماده‌های CDI رضایت‌بخش هستند. فریگوو و همکاران (۲۰۰۱) ضریب آلفای کرونباخ CDI ۰/۸۰ گزارش کرده، معتقد بودند که CDI یک ابزار در ارزیابی افسردگی کودکان و نوجوانان می‌باشد. همچنین دونلی و ویلسون (۱۹۹۴) همسانی درونی پرسشنامه‌ی افسردگی کودکان را ۰/۸۰ و همبستگی کل ماده‌ها را از ۰/۲۰ تا ۰/۵۰ گزارش نمودند. این

محققین، آلفای کروناخ را برای عامل‌های پنجم و ششم ضعیف گزارش نمودند. چی یونگ<sup>27</sup> (۱۹۹۶)، به نقل از تقوی و مزیدی، (۱۳۸۴) در یک تحقیق نشان دادند که مقیاس خودسنجی افسردگی به اندازه‌ی کافی از ثبات درونی و همبستگی هر گویه با کلّ گویه‌ها برخوردار است. ایپن و داردکه<sup>28</sup> (۱۹۹۵)، به نقل از تقوی و مزیدی، (۱۳۸۴) مشاهده کردند که مقیاس خودسنجی افسردگی از ثبات درونی بسیار بالا برخوردار می‌باشد. تقوی و مزیدی (۱۳۸۴) در یک تحقیق بر روی ۹۱۸ دانش‌آموز در شش شهر بزرگ ایران نشان دادند که مقیاس خودسنجی افسردگی، پایایی درونی رضایت‌بخشی دارد. همچنین آن‌ها دریافتند که پایایی بازآزمایی فوق در شش شهر ایران و کلّ نمونه (به فاصله ۴ هفته) همگی معنی‌دارند.

اسرنو و کارلسون<sup>29</sup> (۱۹۸۵)، به نقل از تقوی و مزیدی، (۱۳۸۴) یک همبستگی بالا بین مقیاس خودسنجی افسردگی و پرسشنامه‌ی افسردگی کودکان (۰/۸۱) پیدا کردند. در یک تحقیق، تقوی و مزیدی (۱۳۸۴) ضریب همبستگی بین نمرات کلّ دانش‌آموزان در دو مقیاس خودسنجی افسردگی و فرم کوتاه مقیاس افسردگی کودکان (CDS-A) را برابر با ۰/۷۲، در دانش‌آموزان دختر ۰/۷۹ و در دانش‌آموزان پسر ۰/۶۱ را به دست آوردند، که تمام ضرایب در سطح  $P < ۰/۰۰۱$  معنی‌دار بودند.

## یافته‌ها

این بخش به یافته‌های توصیفی (میانگین و انحراف معیار) و یافته‌های مربوط به سؤالات تحقیق، تفکیک شده است.

### ۱. یافته‌های توصیفی

جدول ۱ میانگین و انحراف معیار نمرات پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) در دانش‌آموزان را برحسب جنسیت و قومیت نشان می‌دهد.

جدول ۱. میانگین و انحراف معیار نمرات پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI)

در دانش‌آموزان برحسب جنسیت و قومیت

قومیت	جنسیت	تعداد	میانگین	انحراف معیار
فارسی زبان	پسران	۸۹	۱۶/۵۸	۱۰/۰۹
	دختران	۱۰۰	۱۶/۷۲	۱۰/۷۷
عرب زبان	پسران	۱۱۰	۱۷/۸۳	۹/۳۴
	دختران	۱۰۰	۱۷/۹۲	۱۰/۰۵

همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، میانگین (و انحراف معیار) نمرات افسردگی (CDI) در دانش‌آموزان پسر و دختر فارسی زبان ۱۶/۵۸ (۱۰/۰۹)، ۱۶/۷۲ (۱۰/۷۷) و برای دانش‌آموزان پسر و دختر

<sup>27</sup>. Cheung

<sup>28</sup>. Eapen., & Dardkeh

<sup>29</sup>. Asarnow., & Carlson

عرب زبان ۱۷/۸۳ (۹/۳۴) و ۱۷/۹۲ (۱۰/۰۵) نشان داده شده است که تفاوت چندانی از جهت افسردگی با یکدیگر ندارند.

## جدول ۲. میانگین و انحراف معیار نمرات افسردگی (CDI) در دانش‌آموزان براساس مقطع

### تحصیلی و جنسیت

نمونه	کل نمونه			پسران			دختران		
	تعداد	میانگین	انحراف معیار	تعداد	میانگین	انحراف معیار	تعداد	میانگین	انحراف معیار
سوم راهنمایی	۱۹۷	۱۴/۴۲	۹/۹۲	۱۰۰	۱۵/۳۶	۸/۹۰	۹۷	۱۳/۴۵	۸/۸۷
اول دبیرستان	۱۹۸	۱۵/۳۹	۸/۶۴	۹۹	۱۳/۹۵	۸/۴۱	۹۸	۱۶/۷۴	۸/۶۸
جمع	۳۹۵	۱۴/۹۰	۸/۷۸	۱۹۹	۱۴/۶۶	۸/۶۷	۱۹۵	۱۵/۱۰	۸/۹۰

همان‌طور که در جدول ۲ ملاحظه می‌شود، میانگین (و انحراف معیار) کل دانش‌آموزان مقطع تحصیلی سوم راهنمایی ۱۶/۶۹ (۱۰/۳۲) و برای دانش‌آموزان مقطع تحصیلی اول دبیرستان ۱۷/۹۷ (۹/۷۵) هستند. همچنین، میانگین (و انحراف معیار) دانش‌آموزان پسر و دختر مقطع تحصیلی سوم راهنمایی ۱۸/۰۱ (۱۰/۰۶) و ۱۵/۳۷ (۱۰/۴۵) و برای دانش‌آموزان پسر و دختر مقطع تحصیلی اول دبیرستان ۱۶/۵۳ (۹/۲۶) و ۱۹/۲۷ (۱۰/۲۴) می‌باشند. به علاوه، میانگین و انحراف معیار کل نمرات افسردگی دانش‌آموزان ۷/۳۳ (۱۰/۰۴)، برای پسران ۱۷/۲۷ (۹/۶۸) و برای دختران ۱۷/۳۲ (۱۰/۴۱) می‌باشد. در این جا میانگین کل نمرات افسردگی دانش‌آموزان اول دبیرستان از میانگین کل نمرات افسردگی دانش‌آموزان سال سوم راهنمایی بالاتر است. میانگین نمرات افسردگی دانش‌آموزان پسر سال سوم راهنمایی از میانگین نمرات افسردگی دانش‌آموزان پسر سال اول دبیرستان و میانگین نمرات دانش‌آموزان دختر سال اول دبیرستان از میانگین دانش‌آموزان دختر سال سوم راهنمایی بالاتر می‌باشد.

## ۲. یافته‌های مربوط به سؤال‌های تحقیق

### ۲-۱. بررسی روایی پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) در نوجوانان

برای بررسی روایی پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) در نوجوانان، از روش آماری تحلیل عامل استفاده گردید. در آغاز برای بررسی مناسب بودن داده‌ها آزمون  $KMO^{30}$  انجام شد، که ضریب به‌دست آمده رضایت‌بخش بود ( $KMO=0/89$ ) همچنین، آزمون اندازه‌گیری کرویت بارتلت<sup>31</sup> برابر با  $2435/11$  و در سطح  $P<0/0001$  معنی‌دار بود.

به منظور تحلیل عوامل پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) در نوجوانان، ابتدا روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی<sup>32</sup> استفاده شد. سپس با استفاده از چرخش متعامد<sup>33</sup> (واریماکس<sup>34</sup>) و آزمون اسکری<sup>35</sup>، (مقادیر ویژه<sup>36</sup>

<sup>30</sup>. Kaiser-Meyer-Olkin

<sup>31</sup>. Bartlett's Test of Sphericity

<sup>32</sup>. principal component analysis

ویژه<sup>۳۳</sup> بیشتر از یک) ۶ عامل به دست آمد و این ۶ عامل روی هم ۴۷/۵۳ درصد واریانس کل سؤال‌ها را تبیین می‌کنند. در واقع، عامل یکم بیشترین سهم واریانس را در تبیین واریانس فوق برعهده دارد (۲۴/۸۹). با این وجود، نتیجه‌ی به دست آمده گویای این است که پرسشنامه‌ی افسردگی نوجوانان، پرسشنامه‌ی چند بعدی است. به این ترتیب ۵۳/۳۷ درصد واریانس مشترک بین سؤال‌ها توسط عامل یکم، ۱۱/۱۱ درصد توسط دومین عامل، ۱۰/۵۶ درصد توسط سومین عامل، ۹/۶۵ درصد توسط چهارمین عامل، ۸/۲۶ درصد توسط پنجمین عامل و ۸/۰۳ درصد توسط ششمین عامل تبیین می‌شوند. این یافته به سؤال اول تحقیق پاسخ می‌دهد. همچنین، سؤال ۵ (همیشه بد هستم) بار عاملی مشترک در عامل‌های ۲ و ۴ دارد. تحلیل عوامل بر روی گویه‌های اصلی پرسشنامه نشان داد که سوالات ۱، ۴ و ۱۶ بر روی ۶ عامل فوق بار عاملی ندارند و می‌بایست از فرم اصلی حذف شوند.

### جدول ۳. شاخص‌های آماری نهایی پرسشنامه‌ی افسردگی نوجوانان

#### از طریق روش عامل یابی محور اصلی

شاخص‌های آماری	میزان اشتراک	مقادیر ویژه	درصد واریانس تبیین شده	درصد واریانس جمع‌عی
افسردگی عمومی	۵۳/۳۷	۶/۷۲	۲۴/۸۹	۲۴/۸۹
سرزنش و گناه	۱۱/۱۱	۱/۴۲	۵/۲۸	۳۰/۱۷
بی‌قراری	۱۰/۵۶	۱/۳۵	۵/۰۲	۳۵/۱۹
احساس تنهایی	۹/۶۵	۱/۲۳	۴/۵۹	۳۹/۷۸
یأس و ناامیدی	۸/۲۶	۱/۰۶	۳/۹۲	۴۳/۷۱
بی‌ارزشی	۸/۰۳	۱/۰۳	۳/۸۱	۴۷/۵۳

ماتریس عاملی ماده‌های پرسشنامه‌ی افسردگی نوجوانان نشان می‌دهد که عامل‌های اول تا پنجم دارای مقادیر ویژه‌ی بیشتر از یک هستند، که به ترتیب ۲۴/۸۹، ۵/۲۸، ۵/۰۲، ۴/۵۹، ۳/۹۲ و ۳/۸۱ درصد و به طور کلی ۴۷/۵۳ درصد واریانس کل ماده را تبیین می‌کنند. بنابراین، عامل اول بالاترین مشارکت و سهم را در تبیین واریانس پرسشنامه‌ی فوق را برعهده دارد (۲۴/۸۹٪). در نتیجه می‌توان بیان کرد که این پرسشنامه یک ابزار چند بعدی است. این یافته به سؤال اول تحقیق پاسخ می‌دهد.

### جدول ۴. ماتریس ساختار عاملی پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) نوجوانان با استفاده از چرخش مایل (پروماکس)

عامل اول	عامل دوم	عامل سوم	عامل چهارم	عامل پنجم	عامل ششم	عامل‌ها ماده‌ها
۰/۳۷	۰/۲۹	۰/۱۶	۰/۲۴	۰/۱۶	۰/۱۴	
۰/۴۰	۰/۳۵	۰/۲۸	۰/۳۹	۰/۸۶	۰/۲۷	
۰/۱۸	۰/۴۹	۰/۲۵	۰/۲۳	۰/۱۴	۰/۲۰	
۰/۴۳	۰/۳۴	۰/۲۶	۰/۴۴	۰/۴۵	۰/۲۲	
۰/۳۱	۰/۵۹	۰/۳۰	۰/۳۱	۰/۳۴	۰/۱۸	
۰/۳۵	۰/۳۴	۰/۳۸	۰/۲۶	۰/۲۱	۰/۱۱	
۰/۴۸	۰/۵۴	۰/۳۶	۰/۳۴	۰/۳۷	۰/۲۵	
۰/۲۸	۰/۳۴	۰/۳۶	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۲۲	

<sup>33</sup>. orthogonal

<sup>34</sup>. varimax

<sup>35</sup>. Scree test

<sup>36</sup>. eigenvalue

۰/۱۱	۰/۰۵	۰/۰۰	۰/۴۲	۰/۴۰	۰/۰۷	
۰/۲۶	۰/۳۲	۰/۲۱	۰/۳۴	۰/۳۵	۰/۵۸	
۰/۱۲	۰/۴۳	۰/۳۰	۰/۳۶	۰/۲۶	۰/۵۰	
۰/۲۳	۰/۳۹	۰/۵۷	۰/۳۷	۰/۵۲	۰/۴۰	
۰/۲۳	۰/۲۵	۰/۳۵	۰/۴۸	۰/۳۹	۰/۳۱	
۰/۰۵	۰/۲۷	۰/۰۹	۰/۰۷	۰/۵۵	۰/۰۷	بنابراین
۰/۱۲	۰/۰۶	۰/۱۴	۰/۴۱	۰/۱۸	۰/۲۶	چون ماتریس
۰/۲۵	۰/۲۵	۰/۳۶	۰/۴۱	۰/۳۱	۰/۴۳	عاملی چرخش
۰/۳۲	۰/۳۹	۰/۳۳	۰/۴۰	۰/۲۲	۰/۴۵	نیافته و
۰/۰۸	۰/۲۴	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۱۰	۰/۴۰	بارهای عاملی
۰/۳۴	۰/۲۷	۰/۲۴	۰/۴۲	۰/۱۹	۰/۴۹	آن، ساختاری
۰/۳۶	۰/۳۳	۰/۴۰	۰/۳۹	۰/۴۰	۰/۶۷	با معنا و ساده
۰/۱۹	۰/۲۸	۰/۶۶	۰/۳۷	۰/۳۴	۰/۳۴	ایجاد نمی
۰/۵۱	۰/۳۹	۰/۶۶	۰/۳۳	۰/۳۹	۰/۳۵	کنند،
۰/۴۱	۰/۲۸	۰/۲۷	۰/۵۶	۰/۴۱	۰/۲۷	عامل
۰/۴۶	۰/۳۲	۰/۳۲	۰/۵۲	۰/۵۳	۰/۳۴	
۰/۶۲	۰/۳۷	۰/۳۸	۰/۳۲	۰/۳۸	۰/۵۳	
۰/۱۸	۰/۲۱	۰/۳۵	۰/۳۸	۰/۲۸	۰/۲۴	
۰/۱۱	۰/۲۱	۰/۲۷	۰/۴۷	۰/۲۲	۰/۲۴	

های استخراج شده با استفاده از چرخش مایل (پروماکس) به محورهای جدید انتقال داده شدند. در جدول ۴ ماتریس ساختار عاملی چرخش یافته‌ی ماده‌های پرسشنامه‌ی افسردگی نوجوانان درج شده‌اند. در این ماتریس، از بارهای عاملی ۰/۴۰ به بالا استفاده شده است. عامل اول دارای مقدار ویژه‌ی ۶/۷۲ می‌باشد، که با توجه به ماده‌ها می‌توان نام آن را "افسردگی عمومی" نامید. عامل دوم دارای مقدار ویژه‌ی ۱/۴۲ که "سرزنش و گناه" نشان می‌دهد. عامل سوم دارای مقدار ویژه‌ی ۱/۳۵ "بی‌قراری" را بیان می‌کند. عامل های چهارم دارای مقادیر ویژه‌ی ۱/۲۳ "احساس تنهایی، پنجم ۱/۰۶ "یأس و ناامیدی" و ششم ۱/۰۳ "بی‌ارزشی" را نشان می‌دهند.

جدول ۵. ضرایب همبستگی بین عوامل ششگانه پرسشنامه‌ی

افسردگی نوجوانان						
عامل ها	عامل اول	عامل دوم	عامل سوم	عامل چهارم	عامل پنجم	عامل ششم
عامل دوم	*۰/۵۰					
عامل سوم	*۰/۵۵	*۰/۵۴				
عامل چهارم	*۰/۵۳	*۰/۵۲	*۰/۴۶			
عامل پنجم	*۰/۵۳	*۰/۴۵	*۰/۴۱	*۰/۵۱		
عامل ششم	*۰/۳۳	*۰/۴۰	*۰/۴۱	*۰/۳۱	*۰/۳۱	

\* P < ۰/۰۰۰۱

همان طور که در جدول ۵ ملاحظه می‌شود، بین عامل های استخراج شده‌ی ششگانه با استفاده از چرخش مایل (پروماکس) در سطح آماری  $P < ۰/۰۰۰۱$  رابطه‌ی معناداری وجود دارد، که بیشترین همبستگی بین عامل های اول و سوم دیده می‌شود، که بالاترین و کمترین همبستگی به ترتیب مربوط به عامل های اول و سوم (۰/۵۵) و پنجم و ششم (۰/۳۰) به دست آمده‌اند.

جدول ۶. ضرایب روایی هم زمان بین پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) در نوجوانان با

فرم مقیاس افسردگی کودکان در کل نمونه و به تفکیک جنسیت، قومیت



و مقطع تحصیلی را نشان می‌دهد.

پرسشنامه	نمونه	جنسیت		قومیت		مقطع تحصیلی	
		پسران	دختران	فارس زبان	عرب زبان	سوم راهنمایی	اول دبیرستان
مقیاس افسردگی	کل نمونه	۰/۲۳	۰/۵۴	۰/۵۹	۰/۱۹	۰/۳۷	۰/۳۷
	n=۹۳	n=۵۳	n=۴۰	n=۴۲	n=۵۱	n=۴۴	n=۴۹
(CDI)	p<۰/۰۰۰۱	p=۰/۰۹۷	p<۰/۰۰۰۱	p<۰/۰۰۰۱	p=۰/۱۸۴	p<۰/۰۱۲	p<۰/۰۱۰

همان‌طور که در جدول ۶ ملاحظه می‌شود، ضریب همبستگی بین مقیاس افسردگی (CDI) و پرسشنامه‌ی افسردگی کودکان و نوجوانان توسط نجاریان (۱۳۷۳) در کل نمونه روی ۹۳ نفر ۰/۳۶ (p<۰/۰۰۰۱)، در دانش‌آموزان پسر روی ۵۳ نفر ۰/۲۳ (p=۰/۰۹۷)، در دانش‌آموزان دختر روی ۴۰ نفر ۰/۵۴ (p<۰/۰۰۰۱)، در دانش‌آموزان فارس زبان روی ۴۲ نفر ۰/۵۹ (p<۰/۰۰۰۱)، در دانش‌آموزان عرب زبان روی ۵۱ نفر ۰/۱۹ (p=۰/۱۸۴)، در دانش‌آموزان پایه‌ی سوم راهنمایی روی ۴۴ نفر ۰/۳۷ (p<۰/۰۱۲) و در دانش‌آموزان سال اول دبیرستان روی ۴۹ نفر ۰/۳۷ (p<۰/۰۱۰) می‌باشد. به عبارت دیگر، فقط در دانش‌آموزان پسر و دانش‌آموزان عرب زبان ضریب همبستگی بین دو پرسشنامه‌ی فوق دیده نمی‌شود. این یافته به بخش دوم سؤال دوم تحقیق پاسخ می‌دهد.

## 2-2. بررسی اعتبار پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) در نوجوانان

ضرایب اعتبار پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) در نوجوانان با دو روش بازآزمایی (بعد از یک هفته) و همسانی درونی (آلفای کرونباخ و تنصیف) مورد بررسی قرار گرفت.

جدول ۷. ضرایب اعتبار پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) در نوجوانان با دو روش

بازآزمایی و همسانی درونی (آلفای کرونباخ و تنصیف) در کل نمونه و

به تفکیک جنسیت (پسر و دختر) و قومیت (فارسی زبان و عرب زبان)

شاخص‌های اعتبار	نمونه	جنسیت				قومیت
		پسران	دختران	فارس زبان	عرب زبان	
بازآزمایی	کل نمونه	۰/۸۱	۰/۶۸	۰/۸۹	۰/۷۲	
	n=۹۷	n=۴۷	n=۴۹	n=۵۵	n=۴۲	
همسانی درونی	آلفای کرونباخ	۰/۸۷	۰/۸۷	۰/۸۸	۰/۸۶	
	n=۳۹۵	n=۱۹۹	n=۱۹۵	n=۱۸۷	n=۲۰۸	
تنصیف	کل نمونه	۰/۸۴	۰/۸۵	۰/۸۳	۰/۸۲	
	n=۳۹۵	n=۱۹۹	n=۱۹۵	n=۱۸۷	n=۲۰۸	

همان‌طور که در جدول ۷ ملاحظه می‌شود، ضرایب بازآزمایی پرسشنامه (CDI) در کل نمونه (بعد از یک هفته) ۰/۸۱ (p<۰/۰۰۰۱)، برای پسران ۰/۶۸ (p<۰/۰۰۰۱)، برای دختران ۰/۸۹ (p<۰/۰۰۰۱)، برای

قومیت فارسی زبان  $0/85$  ( $p < 0/0001$ ) و برای قومیت عرب زبان  $0/72$  ( $p < 0/0001$ ) معنی دار می باشند. همچنین، ضریب همسانی درونی (آلفای کرونباخ و تنصیف) پرسشنامه‌ی افسردگی در کل نمونه  $0/87$  و  $0/84$ ، در پسران ( $0/87$  و  $0/85$ ) در دختران ( $0/88$  و  $0/83$ )، در قومیت فارسی زبان ( $0/88$  و  $0/86$ ) و در قومیت عرب زبان ( $0/86$  و  $0/82$ ) می باشند، که تمام ضرایب در حد رضایت بخش هستند. علاوه بر این، همبستگی سؤال‌های پرسشنامه با نمره‌ی کل نیز محاسبه شد، که همه‌ی سؤال‌ها با نمره‌ی کل، همبستگی معنی داری داشتند. دامنه‌ی این ضرایب بین  $0/35$  تا  $0/62$  متغیر بود. این یافته، بخش اول سؤال دوم تحقیق را پاسخ می دهد.

جدول ۸. میانگین، انحراف معیار و ضرایب همسانی درونی عوامل ششگانه پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) در نوجوانان را با دو روش آلفای کرونباخ و تنصیف نشان می دهد.

همان‌طور که در جدول ۸ مشاهده می شود، ضرایب همسانی درونی (آلفای کرونباخ و تنصیف) در کل نمونه و عوامل ششگانه و در دانش آموزان پسر و دختر قابل قبول و رضایت بخش می باشند. همچنین، ضرایب همسانی درونی در عامل پنجم به علت تعداد کم ماده‌ها (سه ماده) تا حدودی پایین تر از مقدار قابل قبول  $0/60$  می باشد.

جدول ۹. نتایج آزمون همگنی واریانس لوین در متغیرهای مورد مطالعه

شاخص‌ها متغیرها	درجه‌ی آزادی گروه	درجه‌ی آزادی کل	نسبت F	سطح معنی داری P
نمره‌ی کل	۷	۳۸۶	۰/۷۶	۰/۶۱۷
عامل ۱	۷	۳۸۶	۰/۲۰	۰/۹۸۴
عامل ۲	۷	۳۸۶	۰/۵۷	۰/۷۷۷
عامل ۳	۷	۳۸۶	۱/۴۰	۰/۲۰۴
عامل ۴	۷	۳۸۶	۰/۶۶	۰/۷۰۵
عامل ۵	۷	۳۸۶	۰/۴۴	۰/۸۷۷
عامل ۶	۷	۳۸۶	۱/۵۰	۰/۱۴۶

همان‌گونه که در جدول ۹ مشاهده می شود، نسبت F های همگنی واریانس به دست آمده در نمره‌ی کل و عامل‌های استخراج شده‌ی ششگانه، معنادار نمی باشند. بنابراین می توان با توجه به همگن بودن واریانس‌های متغیرهای مستقل در ارتباط با متغیرهای وابسته از تحلیل واریانس چند متغیری استفاده کرد.

جدول ۱۰. آزمون های معناداری تحلیل واریانس چند متغیری (MANOVA)

آزمون ها	شاخص های آماری	ارزش	نسبت F	درجه ی آزادی فر ضیه	درجه ی آزادی خطا	سطح معناداری P
جنس	Pillac's Trace	۰/۰۸	۴/۷۶	۷	۳۸۰	۰/۰۰۰
	Willk's Lambda	۰/۹۱	۴/۷۶	۷	۳۸۰	۰/۰۰۰
	Hotelling's Trace	۰/۰۸	۴/۷۶	۷	۳۸۰	۰/۰۰۰
مقطع تحصیلی	Roy's Largest Root	۰/۰۸	۴/۷۶	۷	۳۸۰	۰/۰۰۰
	Pillac's Trace	۰/۰۱	۰/۶۰	۷	۳۸۰	۰/۷۵۶
	Willk's Lambda	۰/۹۸	۰/۶۰	۷	۳۸۰	۰/۷۵۶
قومیت	Hotelling's Trace	۰/۰۱	۰/۶۰	۷	۳۸۰	۰/۷۵۶
	Roy's Largest Root	۰/۰۱	۰/۶۰	۷	۳۸۰	۰/۷۵۶
	Pillac's Trace	۰/۰۲	۱/۳۵	۷	۳۸۰	۰/۲۲۴
	Willk's Lambda	۰/۹۷	۱/۳۵	۷	۳۸۰	۰/۲۲۴
	Hotelling's Trace	۰/۰۲	۱/۳۵	۷	۳۸۰	۰/۲۲۴
Roy's Largest Root	۰/۰۲	۱/۳۵	۷	۳۸۰	۰/۲۲۴	

همان طور که در جدول ۱۰ ملاحظه می شود، آزمون های معناداری تحلیل واریانس چند متغیری نشان می دهند که دانش آموزان دختر و پسر حداقل در دو متغیر وابسته بین آن ها تفاوت وجود دارد، اما در متغیرهای مقطع تحصیلی و قومیت بین آن ها در متغیرهای وابسته تفاوت دیده نمی شود. بنابراین می توان از تحلیل واریانس چند متغیری برای مقایسه ی دانش آموزان دختر و پسر از لحاظ میزان افسردگی و عامل های استخراج شده استفاده نمود.

جدول ۱۱. نتایج تحلیل واریانس چند متغیری (MANOVA) در ارتباط با متغیرهای مستقل (جنس، مقطع تحصیلی و قومیت) و متغیرهای وابسته افسردگی

متغیرهای مستقل	متغیرهای وابسته	مجموع مجذورات	درجه ی آزادی	میانگین مجموع مجذورات	نسبت F	سطح معناداری P
جنس	نمره ی کل	۴/۱۴	۱	۴/۱۴	۰/۰۵	۰/۸۱۵
	افسردگی عمومی	۶۷/۴۶	۱	۶۷/۴۶	۲/۵۹	۰/۱۰۸
	سرزنش و گناه	۸/۶۸	۱	۸/۶۸	۰/۵۵	۰/۴۵۸
	بی قراری	۹/۱۸	۱	۹/۱۸	۰/۶۳	۰/۴۲۷
	احساس تنهایی	۲۲/۴۴	۱	۲۲/۴۴	۳/۵۷	۰/۰۵۹
	یأس و ناامیدی	۰/۵۹	۱	۰/۵۹	۰/۲۵	۰/۶۱۷
	بی ارزشی	۳/۹۴	۱	۳/۹۴	۰/۸۷	۰/۳۵۱
	نمره ی کل	۹۱/۸۸	۱	۹۱/۸۸	۱/۲۱	۰/۲۷۲
	افسردگی عمومی	۲۶/۱۰	۱	۲۶/۱۰	۱	۰/۳۱۷
	سرزنش و گناه	۱۶/۳۰	۱	۱۶/۳۰	۱/۰۳	۰/۳۰۹
مقطع تحصیلی	بی قراری	۱۴/۸۵	۱	۱۴/۸۵	۱/۰۲	۰/۳۱۲
	احساس تنهایی	۱۵/۷۲	۱	۱۵/۷۲	۲/۵۰	۰/۱۱۴
	یأس و ناامیدی	۰/۴۹	۱	۰/۴۹	۰/۲۱	۰/۶۴۷
	بی ارزشی	۹/۷۷	۱	۹/۷۷	۲/۱۶	۰/۱۴۲
	نمره ی کل	۱۶/۸۳	۱	۱۶/۸۳	۲/۲۲	۰/۱۳۶
	افسردگی عمومی	۴۲/۶۵	۱	۴۲/۶۵	۱/۶۳	۰/۲۰۱
	سرزنش و گناه	۲۹/۴۶	۱	۲۹/۴۶	۱/۸۷	۰/۱۷۲
	بی قراری	۲۲/۰۱	۱	۲۲/۰۱	۱/۵۱	۰/۲۱۹
	احساس تنهایی	۰/۹۰	۱	۰/۹۰	۰/۱۴	۰/۷۰۴
	یأس و ناامیدی	۱۰/۴۸	۱	۱۰/۴۸	۴/۴۱	۰/۰۳۶
جنس و مقطع تحصیلی	بی ارزشی	۱/۹۲	۱	۱/۹۲	۰/۴۲	۰/۵۱۴
	نمره ی کل	۵۷/۲۹	۱	۵۷/۲۹	۷/۶۳	۰/۰۰۶
	افسردگی عمومی	۲۰/۶۰	۱	۲۰/۶۰	۸/۰۱	۰/۰۰۵
	سرزنش و گناه	۷۹/۰۷	۱	۷۹/۰۷	۵/۰۳	۰/۰۲۵
	بی قراری	۱۱۱/۱۹	۱	۱۱۱/۱۹	۷/۶۶	۰/۰۰۶
	احساس تنهایی	۴۲/۲۱	۱	۴۲/۲۱	۶/۷۲	۰/۰۱۰
	یأس و ناامیدی	۶/۸۱	۱	۶/۸۱	۲/۸۶	۰/۰۹۱
	بی ارزشی	۴۰/۴۶	۱	۴۰/۴۶	۸/۹۴	۰/۰۰۳

نتایج تحلیل واریانس چند متغیری در مورد میزان افسردگی دانش آموزان دختر و پسر (جنس) و مقطع تحصیلی (سوم راهنمایی و اول دبیرستان) در نمره ی کل و عامل های استخراج شده ی ششگانه، نشان می

دهند که نسبت F های به دست آمده به سطح معنادار آماری نمی‌رسند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که دانش آموزان دختر و پسر (جنس) و دانش آموزان سال اول دبیرستان و سوم راهنمایی (مقطع تحصیلی) از نظر میزان افسردگی با یکدیگر تفاوت ندارند. همچنین، دانش آموزان عرب زبان و فارس زبان (متغیر قومیت) فقط در عامل پنجم از نظر میزان افسردگی متفاوتند (افسردگی بالاتر دانش آموزان عرب زبان با میانگین ۲/۰۹ در برابر میانگین ۱/۷۶ دانش آموزان فارس زبان) و نه در سایر عامل‌ها و نمره‌ی کل. به علاوه، یک تعامل غیر رتبه‌ای بین جنس و مقطع تحصیلی در نمره‌ی کل و عامل‌های ششگانه در مورد میزان افسردگی دیده می‌شود و نه برای عامل پنجم. تعامل غیر رتبه‌ای در نمره‌ی کل افسردگی بیانگر این است که دانش آموزان دختر در سال اول دبیرستان و دانش آموزان پسر در سال سوم راهنمایی میزان افسردگی بالاتری دارند.

### بحث و نتیجه‌گیری

هدف اصلی تحقیق حاضر، بررسی اعتبار و تحلیل عاملی (روایی سازه) پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) نوجوانان بود، لیکن در این تحقیق دو سؤال تحقیق مورد توجه بوده است. یافته‌هایی برای اعتبار باآزمایی، آلفای کرونباخ و تصنیف پرسشنامه‌ی ارائه شد. شاخص‌های اعتبار پرسشنامه با شاخص‌های اعتبار گزارش شده توسط اسماکر و همکاران (۱۹۸۶)؛ دونلی و ویلسون (۱۹۹۴)؛ فریگریا و همکاران (۲۰۰۱)؛ هماهنگ می‌باشند. علاوه بر این، سؤال‌های پرسشنامه‌ی فوق با نمره‌ی کل از همبستگی معناداری برخوردار بودند. بنابراین، از این یافته می‌توان نتیجه گرفت که ماده‌های مقیاس فوق با یکدیگر همخوانی دارند و فقط در عامل پنجم به دلیل تعداد کم ماده‌ها (سه ماده) ضرایب همسانی درونی پایین است و غیر منطقی هم به نظر نمی‌رسد.

در این تحقیق، ضرایب همبستگی بین پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) و فرم کوتاه مقیاس افسردگی کودکان برای کل نمونه، آزمودنی‌های دختر، قومیت فارس زبان، دانش‌آموزان مقاطع سوم راهنمایی و اول دبیرستان در حد قابل قبولی بودند، که بیانگر روایی همگرا پرسشنامه می‌باشد. در واقع، قابل قبول بودن پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) نوجوانان بیانگر این است که همه‌ی گویه‌های مقیاس فوق، نشانه‌های افسردگی را اندازه می‌گیرند.

به نظر می‌رسد دور از انتظار نباشد که ضرایب روایی همزمان بین دو مقیاس فوق در حد بالا باشند چون دامنه‌ی ضرایب روایی از ۰/۳۰ تا ۰/۵۰ در حد متوسط است، و مقیاس با مقیاس دیگر اندازه‌گیری می‌شود. دلیل دیگر شاید حجم پایین نمونه در کل نمونه و در متغیرهای جمعیتی باشد، که در مقیاس‌های بعدی با افزایش حجم نمونه می‌توان انتظار داشت که ضریب روایی نیز افزایش یابد. همچنین، عدم معنی‌داری ضریب روایی دانش‌آموزان پسر و عرب زبان را بتوان به عدم همکاری، انگیزش ناکافی و نداشتن رغبت کافی آن‌ها در تحقیق نسبت داد.

در این تحقیق با استفاده از روش عامل‌یابی محور اصلی مشخص شد که پرسشنامه‌ی افسردگی یک ابزار چند بُعدی است و دارای شش عامل می‌باشد، که عامل یکم بیشترین سهم واریانس را دارا می‌باشد و عوامل دیگر سهم کمتری در تبیین واریانس پرسشنامه برعهده دارند (جدول ۳ را ببینید). این یافته با یافته‌های سالیور و همکاران (۱۹۸۴)؛ کواکس (۱۹۸۳)، فینچ و همکاران (۱۹۸۲)؛ دونلی و همکاران (۱۹۹۴)؛ هل سل و همکاران (۱۹۸۴)؛ دراگر و همکاران (۲۰۰۲)؛ روبرت (۱۹۹۲) و پولی و همکاران

(۲۰۰۳) هماهنگ نمی‌باشد. به طوری که دونلی و همکاران به ۶ عامل؛ کلین و همکاران به ۴ عامل؛ هل سل و همکاران به ۴ عامل؛ دراگر و همکاران به ۵ عامل و روبرت به ۳ عامل دست یافتند. اگر چه در مطالعه‌ی دونلی و همکاران (۱۹۹۴)، عامل خلق، اهمیت بیشتری از عامل گناه و سرزنش شخصی دارد، اما در مطالعه‌ی حاضر، افسردگی عمومی نقش برجسته‌ای را برعهده دارد. باید خاطر نشان ساخت که ساختار عاملی از یک نمونه به نمونه‌ی دیگر با توجه به عوامل فرهنگی، تربیتی، مذهبی و اقتصادی حاکم بر جامعه متفاوت می‌باشد و کشور ما نیز از این قاعده مستثنی نیست و آزمودنی‌ها بر اساس شرایط، عامل‌هایی از افسردگی را ایجاد می‌کنند.

تحلیل واریانس چند متغیری تفاوت معناداری را بین میزان افسردگی دانش‌آموزان دختر و پسر، دانش‌آموزان فارس زبان و عرب زبان (به جز در عامل پنجم دانش آموزان عرب زبان از میزان افسردگی بالاتری برخوردارند) و دانش آموزان سوم راهنمایی و اول دبیرستان نشان نداد. این یافته با یافته‌های بیرماهر و همکاران (۱۹۹۶)؛ تاکاچی و همکاران (۱۹۹۴)، نجاریان (۱۳۷۳)، ترینک و همکاران (۲۰۰۲)؛ اسماکر و همکاران (۱۹۸۶)، فریگور و همکاران (۲۰۰۱)، کاتیر و همکاران (۱۹۹۴)؛ ود و همکاران (۲۰۰۲)؛ توموری و همکاران (۲۰۰۰) و کنالس و همکاران (۲۰۰۲) که بیان می‌کنند بین دختران و پسران در میزان افسردگی تفاوت وجود دارد، مغایر است. بنابراین، از این یافته می‌توان نتیجه گرفت که در حال حاضر این مسئله که نسبت به زمان‌های قبل دختران افسرده‌تر، ناتوان‌تر از پسران هستند تغییر یافته است و آن‌ها به مانند جنس مخالف در فعالیت‌های اجتماعی و فرهنگی مشارکت لازم را دارند که همین امر، منجر به شناخت و آگاهی آنان از خود می‌شود و آن‌ها را در برابر مشکلات و تنیدگی‌های روزمره ایمن نگه می‌دارد. همچنین امروزه این تفکر در نوجوانان اعم از دختر و پسر ایجاد شده که وقتی افسرده و غمگین شوند از حالت سنتی که کمتر در جامعه فعال باشند و بیشتر نشخوار فکری مایوس کننده داشته باشند، خارج و بیشتر در فعالیت‌های زندگی درگیر شوند. تبیین دیگر این است که سبک تبیینی دختران به مانند پسران شده است به این صورت که از سبک ناتوانی آموخته شده به آن شیوه‌ای که سلیگمن بیان می‌کند، خارج شده‌اند و سبک سازگارانه و قابل کنترل را تجربه می‌کنند. یک یافته‌ی جالب از تحلیل واریانس چند متغیری که حاصل تعامل بین جنس و مقطع تحصیلی است به صورت زیر در نمره‌ی کل و در عامل‌های استخراج شده‌ی ششگانه درج شده‌اند: (۱) میزان افسردگی دختران در دوره‌ی دبیرستان از میزان افسردگی دختران در مقطع راهنمایی بالاتر است. و (۲) میزان افسردگی پسران در سال سوم راهنمایی بالاتر از دوره‌ی دبیرستان است. یافته‌ی به دست آمده را شاید بتوان به این صورت بیان نمود که چون دختران زودتر به بلوغ جنسی و عاطفی می‌رسند و برای آینده‌ی خود طرح‌ها و نقشه‌هایی را در ذهن ترسیم می‌کنند و ممکن است با محدودیت‌هایی در خانواده و جامعه رو به رو شوند در نتیجه خلیات آن‌ها زودتر از پسران تحت تاثیر جریانات منفی قرار می‌گیرد.

در نهایت، از جمع‌بندی مطالب فوق می‌توان نتیجه گرفت که پرسشنامه‌ی افسردگی (CDI) در نوجوانان از اعتبار و روایی مناسبی برخوردار می‌باشد و از آن می‌توان به عنوان یک ابزار اندازه‌گیری پایا و معتبر برای بررسی میزان افسردگی در محیط‌های پژوهشی و درمانی استفاده کرد.

## مآخذ

تقوی، سید محمدرضا، مزیدی محمد (۱۳۸۴). بررسی روایی و پایایی مقیاس خودسنجی افسردگی (DSRS) برای دانش‌آموزان ایرانی. پژوهش‌های روان‌شناختی، دوره ۸، شماره ۱ و ۲، ص ۲۳ تا ۳۹.

نخاریان، بهمن (۱۳۷۳). ساخت و اعتباریابی فرم کوتاه افسردگی کودکان (CDS-A) به وسیله‌ی تحلیل عوامل، مجله‌ی پژوهش‌های روان‌شناختی، دوره‌ی ۲۷، شماره ۳ و ۴، ۴۴-۲۴.

- Beck, A. T. (1976). Cognitive therapy and the emotional disorder. New York: International Press. In Donnelly, M. & Wilson, R. (1994). The dimensions of depression in early adolescence, *Personality Individuall Difference*. 17, 425-430.
- Birmaher, B. Brent, D. A. & Benson, R. S. (1998). Summary of practice parameters for the assessment and treatment of children and adolescents With depression disorder. *Journal of the American of Child and Adolescent Psychology*. 37 (11), 1234-1238.
- Birmaher, B. Ryan, N. D. Williamson, D. E. Brent, D. A., Kufman, J., Dahl, R. E., Perel, J., & Nelson, B (1996). Children and adolescent depression: A review of the past to years, part 1. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychology*. 35 (11). 1427-1439.
- Canals, J., Domenech- Liaberia, E., Fernandez- Ballart, J. & Marti- Henneberg, C. (2003). Predictors of depression of eighteen. A 7 years follow- upin a Spanish non- clinical population. *EuroPeaan Child Adolescence Psychiatry*, 11 (5), 226-236.
- Chartier, G. M., & Lassen, M. K. (1994). Adolescence depression's. children's depression inventory norms, suicidal ideation and (weak) gender effects. *Adolescence*, 29 (116), 859-864.
- Donnelly, M. & Wilson, R. (1994). The dimensions of depression in early adolescence. *Personality Individuall Difference*, 17, 425-430.
- Drucker, P. M., & Greco- Vigorito, C. (2002). An exploratory factor analysis of children's depression inventory scores in young children of substance abusers. *Psychological Report*. 91 (1), 131-141.
- Finch, A. J. Fleming, C. C. & Spirito, A. (1982). Factor analysis of the childrens Depression Inventory with emotionally disturbed children. Unpublished Manuscript. Verginia Treatment Center for Children. Richmond. VA. In Donnely, M. & Wilson, R. (1994). The dimentions of depression in early adolescence. *Personality Individuall Difference*, 17, 425-430.
- Frigeria, A., Pesenti, S, Molteni, M, Snider., & Battaglia, M. (2001). Depression symptom as measured by CDI in a Population of northern Italian children. *EuroPeaan Psychiatry*, 16 (1), 33-37.
- Hesel, J, & Matson, J. L. (1984). The assessment of depression inchildren: The internal structure of the Child Depression Inventory (CDI). *Behaviour Research and Therapy*, 22, 289-298.
- Klin, H. K. Siegel, L. J. Mullins, L. & Griffin, N. (1982). Factor analysis of the Childrens Depression Inventory for clinic and non- clinic children. Symposium Meeting of the American Psychological. Association, Washington, DC. In Donnely, M. & Wilson, R. (1994). The dimensions of depression in early adolescence. *Personality Individuall Difference*, 17, 425-430.
- Kovacs, M. (1981). Rating scales to assess depression in school-age children. *Acta poealiphychiatry*, 46, 305-315. In Donnelly, M & Wilson, R. (1994). The dimesions of depression in early adolescence. *Personality Individuall Difference*, 17, 425-430.
- Kovacs, M. (1983). The Childrens Depression Inventory: A self- rated depression scale for school- age youngsters, Unpublished Manuscript, University of Pittsburg, Pa. In Donnely, M. & Wilson, R. (1994). The dimensions of depression in early adolescence, *Personality Individuall Difference*, 17, 425-430.
- Krug, E. G. Kresnow, M. Peddicord, J. P. Et al. (1998). Suicide after natural disasters New England *Journal of Medical*, 338 (6), 373-378.
- Lewinsohn, P. M. Rohde, P. & Seeley, J. R. (1998). Major depressive disorder in older adolescents: Prevalance, risk factor, and clinical implications *Clinical Psychology Review*, 18 (7), 765-794.
- Liss, H. Phares, V., & Lijjequist, L. (2001). Symptom endorsement differences on the children's Depression Inventory with children and adolescents on inpatient unit. *Journal of Personality Assessment*, 76 (3), 396-411.
- Poli, P., Sbrana, B., Marcheschi, M. & Masi, G. (2003). Self-reported depression symptoms in a school sample of Italian Children and adolescents. *Child Psychiatry Human Development*, 33 (3), 209-226.

- Roberts, R. E. (1992). Manifestation of depressive symptoms among adolescents. A comparison of Mexican Americans with the majority and other minority populations. *Journal of Nerve Mental Disease*, 180 (10), 627-633.
- Rotundo, N. & Hensely, V. R. (1985). The children depression scale: A study of its validity. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 26 (6), 917-927.
- Saylor, C. F. Finch, J. Spirito, A. & Bennet, B. (1984). The CDI: Systematic evaluation of Psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 52, 935-967.
- Smucker, M. R, Craighead, W. E, Craighead, L. W., & Green, B. J. (1986). Normative and reliability data for the children's Depression Inventory. *Journal American Child Psychology*, 14 (1), 25-39.
- Takeuchi, K. Roberts, R. E. & Suzuki, S. (1994). Depression symptoms among Japanese and American adolescents. *Psychiatry Research*, 53 (3), 259-274.
- Tomori, M., Zalar, B. K., & Plesnicar, (2000). Gender differences in Psychological risk factors among Slovenian adolescents. *Adolescence*, 35, 431-443.
- Twenge, J. M, Nolen-Hoeksema, S. (2002). Age, gender, race, socioeconomic status and birth cohort differences on the children's depression inventory: A meta analysis. *Journal of Abnormal Psychology*, 111 (4), 578-586.
- Wade, T. J., Cairney, J., & Pevalin, D. J. (2002). Emergence of gender differences in depression during adolescence: National Panel results from three countries. *Journal of American and Child Adolescence Psychiatry*, 41 (2), 190-198.