رویش روان شناسی، سال۱۳، شماره ۲، شماره پیاپی۹۵، اردیبهشت ۱۴۰۳
Rooyesh-e-Ravanshenasi Journal(RRJ),13(2), 2024

نقش میانجی خودشفقت‌ورزی در رابطه بین طرحواره‌های ناسازگار اولیه با کیفیت زندگی و پریشانی روان‌شناختی

The Mediating Role of Self_Compassion in the Relationship between Early Maladaptive Schemas with quality of life and Psychological Distress

دکتر فریبرز صدیقی ارفعی (نویسنده مسئول)
دانشیار، گروه روان‌شناسی، دانشکدهٔ علوم انسانی، دانشگاه کاشان، کاشان، ایران.
نجمه اسکندری
کارشناسی ارشد، گروه روان‌شناسی، دانشکدهٔ علوم انسانی، دانشگاه کاشان، کاشان، ایران.
خدیجه شیروانی
کارشناسی ارشد، گروه روان‌شناسی، دانشکدهٔ علوم انسانی، دانشگاه کاشان، کاشان، ایران.

Dr. Fariborz Sedighi Arfaee *
Associate Professor, Department of Psychology, Faculty Of Humanities, University of Kashan, Kashan, Iran.
fsa@kashanu.ac.ir
Najmeh Eskandari
M.Sc. in Educational Psychology. Department of Psychology, Faculty Of Humanities, University of Kashan, Kashan, Iran.
Khadijeh Shirvani
M.Sc. in Educational Psychology. Department of Psychology, Faculty Of Humanities, University of Kashan, Kashan, Iran.

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی نقش میانجی خودشفقت‌ورزی در رابطه بین طرحواره‌های ناسازگار اولیه با کیفیت زندگی و پریشانی روان‌شناختی در دانش‌آموزان دختر بود. روش تحقیق توصیفی-همبستگی از نوع مدل‌یابی معادلات ساختاری بود. جامعه آماری این پژوهش کلیه دانش‌آموزان دختر ۲۰-۱۵ ساله شهرستان کاشان در سال تحصیلی۱۴۰۳-۱۴۰۲بود که از میان آنها تعداد ۲۲۰ دانش‌آموز به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. جهت گردآوری داده‌ها از مقیاس پریشانی روان‌شناختی (DASS-21، لاویبوند و لاویبوند، ۱۹۹۵)، پرسشنامه خودشفقت‌ورزی (SCQ، نف، ۲۰۰۳)، پرسشنامه کیفیت زندگی (WHOQOL-BREF، سازمان جهانی بهداشت، ۱۹۹۶) و فرم کوتاه طرحواره‌های ناسازگار اولیه (YSQ-SF، یانگ، ۱۹۹۹) استفاده شد. داده‌ها به وسیله تحلیل معادلات ساختاری به روش حداقل مربعات جزئی تجزیه و تحلیل شدند. نتایج نشان داد که تمام طرحواره‌ها بر کیفیت زندگی و خودشفقت‌ورزی به صورت منفی و معنادار و بر پریشانی روان‌شناختی به صورت مثبت و معناداری اثر مستقیم دارند (p<۰/۰۵). همچنین، خودشفقت‌ورزی به صورت مثبت و معنادار بر کیفیت زندگی و به صورت منفی و معنادار بر پریشانی روان‌شناختی اثر مستقیم دارد و تمام حوزه‌های طرحواره‌های ناسازگار اولیه، به‌طور غیرمستقیم، می‌توانند بر کیفیت زندگی و پریشانی روان‌شناختی تأثیر بگذارند (p<۰/۰۵). مدل از برازش مطلوب برخوردار بود. می‌توان نتیجه گرفت که خودشفقت‌ورزی میان حوزه‌های طرحواره‌ای با کیفیت زندگی و پریشانی روان‌شناختی دانش‌آموزان دختر نقش میانجی‌گری ایفا می‌کند.

واژه‌های کلیدی: *پریشانی روان‌شناختی، خودشفقت‌ورزی، طرحواره‌های ناسازگار اولیه، کیفیت زندگی.*

Abstract

The present study aimed to investigate the Mediating role of Self-Compassion in the relationship between early maladaptive schemas with quality of life, and psychological distress in female students. The research method in this study was descriptive and correlational of structural equations. The statistical population of this research consisted of all female students aged 15 to 20 years old in Kashan in the academic year (1402-1403). 220 female students were selected by the Convenience sampling method. Data were gathered by using the psychological distress Scale (DASS-21, Lovibond & Lovibond, 1995), the self-compassion Questionnaire (SCQ, Neff, 2003), the quality of Life Questionnaire (WHOQOL-BREF, World Health Organization, 1996), and the early maladaptive schemas Questionnaire Short form (YSQ-SF, Young, 1999). Data were analyzed through structural equation analysis using the partial least Square method. The results indicated that all schematic domains have a negative and significant direct effect on quality of life and self-compassion, while they have a positive and significant direct effect on psychological distress (P<0.05). Also, self-compassion has a direct impact on quality of life positively and importantly and on psychological distress in a negative and significant way, and all five domains can have an indirect effect on quality of life and psychological distress (P<0.05). The model had a good fit. It can be concluded that self-compassion can play a mediating role in the relationship between schematic domains with quality of life, and psychological distress.

Keywords: *Psychological Distress, Self-Compassion, Early Maladaptive Schemas, Quality of Life.*

نوع مقاله : پژوهشی | **دریافت : دی ۱۴۰۲** | **پذیرش: اسفند ۱۴۰۲** | **ویرایش نهایی: اردیبهشت ۱۴۰۳**

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-08-06]

مقدمه

کیفیت زندگی[1] به‌عنوان یک مفهوم پیچیده و چند بعدی تعاریف متعددی دارد. کیفیت زندگی به معنای احساسی است که افراد نسبت به رفاه اجتماعی، عاطفی و جسمانی خود دارند و این احساس متأثر از این است که آنها در شرایط مختلف زندگی تا چه اندازه به رضایت و خشنودی شخصی دست یافته‌اند (سانگ و پارک[2]، ۲۰۲۲). سازمان جهانی بهداشت[3] (WHO) نیز کیفیت زندگی را درک افراد از موقعیت خود در زندگی از نظر فرهنگی و ارزش سیستمی که در آن زندگی می‌کنند و روابطشان با اهداف و آرزوها و دغدغه‌هایشان تعریف می‌کند (سازمان جهانی بهداشت، ۱۹۹۸). به‌طور کلی، کیفیت زندگی شرایطی است که خوب زیستن را امکان‌پذیر می‌کند، به نحوی که فرد در یک وضعیت مناسب جسمانی، روانی و اجتماعی قادر به انجام فعالیت‌های روزمره باشد (احمدی، ۱۳۹۴) و سطوح بالای کیفیت زندگی با سلامت روانی، شادکامی، بهزیستی روان‌شناختی و کاهش خطر ابتلا به اختلالات روانی مرتبط است (آلبرت[4] و همکاران، ۲۰۱۰). بنابراین، بواسطه نقشی که کیفیت زندگی در سلامت فردی و اجتماعی دارد و با توجه به اینکه همه تلاش‌های افراد در جهت ارتقای کیفیت زندگی و رضایت همه جانبه از آن به‌عنوان محوری‌ترین مسأله در امر توسعه جوامع تعریف می‌شود، شناسایی عواملی که کیفیت زندگی و سلامت افراد را تحت تأثیر قرار دهند، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (مورفی[5] و همکاران، ۲۰۲۳).

یکی از عواملی که بر کیفیت زندگی و مؤلفه‌های آن تأثیر می‌گذارد، طرحواره‌های ناسازگار اولیه[6] است. طرحواره‌های ناسازگار اولیه ساختارهای پایدار و بادوامی هستند که در طی تجارب اوایل کودکی و به دنبال ارضا نشدن پنج نیاز اساسی دلبستگی ایمن، خودگردانی، آزادی در بیان نیازها و هیجان‌ها، خودانگیختگی و محدودیت‌های واقع‌بینانه شکل گرفته‌اند و به‌مثابه عدسی‌هایی بر ادراک فرد از خود، جهان و دیگران اثر می‌گذارند (نیکول[7] و همکاران، ۲۰۲۰؛ به نقل از پورحسین و همکاران، ۱۴۰۲). بر اساس مدل یانگ[8] (۱۹۹۹) نیز، طرحواره‌های ناسازگار اولیه ساختارهای شناختی و عاطفی بسیار ناکارآمد و خود ویرانگری هستند که در نتیجه تحول فرد شکل می‌گیرند و در طول زندگی وی تکرار می‌شوند و با فعال شدن این طرحواره‌ها فرد به ارزیابی منفی رویدادها و تفسیر محرک‌ها به صورت منفی و تهدیدآمیز می‌پردازد. وجود دیدگاه‌های منفی و بدبینانه فرد نسبت به زندگی مانند «دیگران با من همدلی ندارند، نیازهایم را ارضاء نمی‌کنند، من را مورد حمایت قرار نمی‌دهند و یا این احساس که در هر زمینه شکست خواهم خورد و ...» حجم عظیمی از هیجان‌های ناخوشایند را تولید می‌کند که این امر بهزیستی روان‌شناختی فرد را تحت تأثیر قرار می‌دهد و منجر به کاهش کیفیت زندگی او می‌شود (وایلد و دوزویس[9]، ۲۰۱۸). رنجبر و جان فدا (۱۴۰۰) نیز به این نتیجه دست یافتند که بین طرحواره‌های ناسازگار اولیه و کیفیت زندگی رابطه منفی معناداری وجود دارد. بدین معنی که از پنج حوزه طرحواره‌های ناسازگار اولیه، تنها حوزه بریدگی و طرد، خودگردانی و عملکرد مختل و گوش‌بزنگی بیش از حد و بازداری توانستند کیفیت زندگی را پیش‌بینی کنند.

علاوه بر این، طرحواره‌های ناسازگار اولیه نوعی آسیب‌پذیری روان‌شناختی هستند که می‌توانند هسته اختلالات شخصیت، مشکلات منش شناختی خفیف‌تر و بسیاری از اختلالات روانی قرار گیرند (وانگ[10] و همکاران، ۲۰۲۳) و هر چه این طرحواره‌ها شدیدتر و انعطاف‌ناپذیرتر باشند، افراد پریشانی‌های روان‌شناختی[11] یعنی افسردگی، اضطراب و استرس بیشتری تجربه خواهند کرد (گوکداگ و ییلدریم[12]، ۲۰۲۳). در این راستا، یافته‌های پژوهشی کایا و آیدین[13] (۲۰۲۱) و چودکیویچ[14] و همکاران (۲۰۲۲) نشان می‌دهد طرحواره‌های ناسازگار اولیه با سطوح بالاتری از افسردگی و اضطراب رابطه دارد؛ زیرا اختلالات روان‌شناختی مانند افسردگی و اضطراب از پردازش اطلاعات سوداری بوجود می‌آیند که باعث الگوهای خودکار تفکر می‌شوند که این امر بوسیله بدبینی، تفسیر منفی و غیرواقعی مشخص

1. quality of life
2. Song & Park
3. World Health Organization (WHO)
4. Albert
5. Murphy
6. early maladaptive schemas
7. Nicol
8. Young
9. Wilde & Dozois
10. Wang
11. psychological distress
12. Gökdağ & Yıldırım
13. Kaya & Aydin
14. Chodkiewicz

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-08-06]

می‌شود. براین اساس، شناسایی طرحواره‌هایی که در آسیب‌پذیری افراد نقش دارند، گام مؤثری در جهت تدوین و مداخلات روان‌شناختی است و در پیشگیری و درمان اختلالات روانی و کمک به افزایش سلامت جامعه مفید خواهد بود.

همچنین، خودشفقت‌ورزی[1] به‌عنوان یک عامل اساسی می‌تواند بر کیفیت زندگی و پریشانی روان‌شناختی تأثیرگذار باشد. خودشفقت‌ورزی را می‌توان مهربان بودن و حمایت از خود در هنگام درد و رنج و پرهیز از خودقضاوتی، تشخیص اینکه تجارب و شکست‌های فرد بخشی از تجربه مشترک بشری است و آگاهی از احساسات منفی در مقابل همانندسازی افراطی تعریف کرد (باتز و استاهیلبرگ[2]، ۲۰۲۰). پژوهش‌ها حاکی از تأثیر خودشفقت‌ورزی بر کیفیت زندگی در ابعاد مختلف جسمانی، روانی و اجتماعی است؛ چراکه خودشفقت‌ورزی افراد را به آرامش، پذیرش تجربیات ناخوشایند درونی و انجام اقدامات مؤثر در جهت تندرستی ترغیب می‌کند و با بهزیستی و سلامت روانی بیشتری در ارتباط است (کوترا و تینگ[3]، ۲۰۲۱)، و به افراد این امکان را می‌دهد تا در مواجه با مشکلات پیش‌رو از طریق مهربانی با خود بتوانند زمینه‌ای برای احساس معنادار بودن شغل، شایستگی، کارآمد بودن در خانواده و در نهایت بهبود کیفیت زندگی فراهم کنند (صالحی و همکاران، ۲۰۲۳). نتایج پژوهش‌های انجام‌شده توسط سنگاچین‌دوست و همکاران (۱۴۰۱) نیز نشان داد شفقت به خود از روش افزایش آگاهی درونی، پذیرش بدون قضاوت، همدلی و توجه بدون قضاوت بر احساسات درونی منجر به حفظ آرامش، انعطاف‌پذیری در مواجهه با موانع، اجتناب از استراتژی‌های خسته‌کننده و احساسات مثبت به هنگام دشواری‌ها می‌شود (نف[4]، ۲۰۰۳)؛ زیرا شفقت به خود هیجان‌های منفی‌تر درباره خود را به هیجان‌های مثبت تبدیل می‌کند و از این طریق منجر به کاهش افسردگی و اضطراب می‌شود (ایگان[5] و همکاران، ۲۰۲۲). در نتیجه، خودشفقت‌ورزی را می‌توان یک راهبرد تنظیم هیجان در نظر گرفت که در آن از هیجانات ناخوشایند مانند افسردگی و اضطراب اجتناب و به جای آن، آگاهی از مهربانی، درک و احساس به اشتراک گذاشتن انسانیت جایگزین می‌شود.

با توجه به آنچه ذکر شد، به نظر می‌رسد خودشفقت‌ورزی در رابطه بین طرحواره‌های ناسازگار اولیه با کیفیت زندگی و پریشانی روان‌شناختی نقش میانجی‌گری داشته باشد. طرحواره‌های ناسازگار اولیه از طریق تأثیر منفی بر خودشفقت‌ورزی، کیفیت زندگی دانش‌آموزان را تضعیف و آنها را در معرض تجربه اضطراب و افسردگی بیشتر قرار می‌دهد. افراد دارای طرحواره‌های ناسازگار به این علت که در دوران کودکی مورد سوء استفاده و غفلت و یا در معرض پرخاشگری و انتقاد مداوم از سوی مراقبان خود قرار گرفته‌اند، ترس از شفقت را تجربه می‌کنند و نمی‌توانند شفقت به خود را درون خویش افزایش دهند؛ یعنی این افراد به ارزیابی‌های خودانتقادگرایانه و منفی نسبت به خود تمایل بیشتری دارند (سعادتمند و همکاران، ۱۴۰۱). نبود خودشفقت‌ورزی نیز از کیفیت زندگی مطلوب در افراد جلوگیری می‌کند (یوسفی افراشته و رضایی، ۱۴۰۰). علاوه بر این، افراد با طرحواره‌های ناسازگار به دلیل وجود فشارها دچار احساسات منفی بیشتری می‌شوند که آنها را مجبور به سخت‌گیری نسبت به خود می‌کند و احتمال پریشانی روان‌شناختی را افزایش می‌دهد. وقتی افراد با عوامل استرس‌زای غیرقابل کنترل مواجه می‌شوند، طرحواره‌های منفی را تجربه می‌کنند که در این زمان خودشفقت‌ورزی سطح پایینی دارد (عامری، ۱۴۰۱). سطوح پایین خودشفقت‌ورزی نیز باعث می‌شود فرد به‌طور مداوم در شرایط استرس‌زا، قضاوت‌های سخت‌گیرانه‌ای نسبت به خود داشته باشد و نمی‌تواند بپذیرد که مشکلات زندگی بخشی از تجربیات مشترک بین تمام انسان‌هاست و به‌طور مکرر به نشخوار افکار و احساسات ناخوشایند ناشی از آن موقعیت تنش‌زا می‌پردازد و از این طریق بر پریشانی روان‌شناختی می‌افزاید (هاتن و کاتکا[6]، ۲۰۲۳).

با توجه به اهمیت کیفیت زندگی و تأثیر بسیار زیاد آن در ایجاد، حفظ و یا بازیابی سلامت جسمانی، شناختی، هیجانی و رفتاری دانش‌آموزان و از آنجا که زندگی دارای کیفیت با خشنودی، رضایت، شادکامی و توانایی فائق آمدن بر مشکلات همراه است، شناخت عوامل مؤثر بر آن ضروری به نظر می‌رسد. زیرا شناخت این عوامل، دیدگاه‌های روشنی در زمینه کیفیت زندگی و کاهش آسیب‌های روانی و عوامل مؤثر بر آن در اختیار متخصصان و محققان قرار می‌دهد که با استفاده از آن می‌توانند در جهت ارتقای کیفیت زندگی و بهزیستی روان‌شناختی دانش‌آموزان برنامه‌ریزی کنند. همچنین، با در نظر گرفتن اینکه تحقیقاتی اندکی به بررسی نقش میانجی خودشفقت‌ورزی در رابطه بین طرحواره‌های ناسازگار اولیه با کیفیت زندگی و پریشانی روان‌شناختی پرداخته‌اند، انجام پژوهش‌های بیشتر در این حوزه

1. Self-compassion
2. Butz & Stahikerg
3. Kotera & Ting
4. Neff
5. Egan
6. Hatun & Kurtça

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-08-06]

ضروری به نظر می‌رسد و بدین ترتیب می‌توان خلأ پژوهشی در این زمینه را برطرف نمود. بنابراین، پژوهش حاضر با هدف بررسی نقش میانجی خودشفقت‌ورزی در رابطه بین طرحواره‌های ناسازگار اولیه با کیفیت زندگی و پریشانی روان‌شناختی دانش‌آموزان دختر انجام شد.

روش

روش پژوهش توصیفی_ همبستگی از نوع مدلیابی معادلات ساختاری بود. جامعه آماری این پژوهش را کلیه دانش‌آموزان دختر ۲۰-۱۵ ساله شهرستان کاشان در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۲ تشکیل دادند. به منظور برآورد حجم نمونه از فرمول پیشنهادی تاپاچنیک و فیدل[1] (۲۰۰۷) استفاده شد. براساس فرمول پیشنهادی، حداقل حجم نمونه در مطالعات همبستگی از فرمول N>50+8m محاسبه می‌شود. در این پژوهش برای حجم نمونه، تعداد ۲۲۰ دانش‌آموز دختر به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. معیارهای ورود به مطالعه برای شرکت‌کنندگان شامل تحصیل در دوره متوسطه دوم (پایه دهم، یازدهم و دوازدهم)، سن دانش‌آموزان (۲۰-۱۵ سال) و جنسیت (مؤنث بودن) و معیارهای خروج از مطالعه شامل عدم تکمیل و یا نقص در تکمیل پرسشنامه‌ها بود. به‌منظور رعایت اصول اخلاقی، توضیحات لازم در مورد نحوه تکمیل پرسشنامه‌ها، ایجاد اعتماد لازم و کسب رضایت شفاهی از همه شرکت‌کنندگان گرفته شد و به آنها اطمینان داده شد که کلیه پرسشنامه‌ها فاقد مشخصات و اطلاعات آنها کاملاً محرمانه خواهد بود. مدت زمان مناسب برای اجرای پژوهش نیز در بازه زمانی تقریباً یک ماهه، در آذرماه ۱۴۰۲ جمع‌آوری شدند. داده‌ها بوسیله معادلات ساختاری (SEM) با استفاده از نرم‌افزار smartPLS نسخه ۳ و SPSS نسخه ۲۴ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

ابزار سنجش

مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس[2](DASS-21): این مقیاس توسط لاویبوند و لاویبوند[3] (۱۹۹۵) تهیه شده که شامل ۲۱ گویه است که برای سنجش هیجانات منفی افسردگی[4]، اضطراب [5] و استرس طراحی شده است. هر یک از خرده‌مقیاس‌ها شامل ۷ گویه و در طیف لیکرتی ۴ درجه‌ای از (اصلاً تا خیلی زیاد) نمره‌گذاری می‌شوند. در پژوهش لاویبوند و لاویبوند (۱۹۹۵)، پایایی این مقیاس با استفاده از آلفای کرونباخ برای افسردگی ۰/۹۱، اضطراب ۰/۸۴ و استرس ۰/۹۰ گزارش شد. همچنین، این مقیاس با مقیاس افسردگی و اضطراب بک همبستگی بالایی دارد (لاویبوند و لاویبوند، ۱۹۹۵). در پژوهش آنتونی[6] و همکاران (۱۹۹۸) نیز ضریب آلفای کرونباخ برای افسردگی، اضطراب و استرس به‌ترتیب ۰/۹۷، ۰/۹۲ و ۰/۹۵ و روایی همزمان این مقیاس با مقیاس‌های افسردگی بک ۰/۷۹ و اضطراب بک ۰/۸۵ بدست آمد. در پژوهش صاحبی و همکاران (۱۳۸۴)، پایایی این مقیاس با استفاده از آلفای کرونباخ برای اضطراب، افسردگی و استرس به‌ترتیب ۰/۷۹، ۰/۷۷، ۰/۷۸ محاسبه شد. نتایج ضرایب همبستگی پیرسون نشان داد که نمرات افسردگی DASS با نمرات افسردگی بک ۰/۷۰، اضطراب DASS با اضطراب زانگ ۰/۶۷ و همبستگی مقیاس استرس DASS با آزمون استرس ادراک‌شده ۰/۴۹ بود. در پژوهش حاضر نیز ضرایب آلفای کرونباخ برای افسردگی ۰/۸۸، اضطراب ۰/۷۸ و استرس ۰/۸۹ بدست آمد.

پرسشنامه خود شفقت‌ورزی[7] (SCQ): این پرسشنامه توسط نف (۲۰۰۳) ساخته شده که دارای ۲۶ گویه است و شش بعد خودشفقت‌ورزی را اندازه‌گیری می‌کند: خود مهربانی[8]، خودقضاوتی[9]، انسانیت مشترک[10]، انزواجویی[11]، ذهن‌آگاهی[12] و شناخت بیش از حد[13]. پاسخ‌ها با یک طیف ۵ درجه‌ای از یک (تقریباً هرگز) تا پنج (تقریباً همیشه) نمره‌گذاری می‌شوند (نف، ۲۰۰۳). پایایی این پرسشنامه توسط نف (۲۰۰۳) به روش ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس از ۰/۹۰ تا ۰/۹۵ و برای خرده مقیاس‌ها از ۰/۷۵تا ۰/۸۶ و به روش

1. Tabachnick & Fidel
2. Depression, Anxiety & Stress Scale (DASS-21)
3. Lovibond & Lovibond
4. depression
5. anxiety
6. Antony
7. Self-compassion Questionnaire (SCQ)
8. self-kindness
9. self-critical
10. common humanity
11. isolating
12. mindfulness
13. over identification

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-08-06]

بازآزمایی در طول دو هفته ۰/۹۳ بدست آمد. این پرسشنامه روایی همگرا و افتراقی نسبتاً بالایی دارد. روایی افتراقی این پرسشنامه با استفاده از سیاهه افسردگی بک ۰/۵۵- و سیاهه اضطراب اسپیلبرگر ۰/۶۵- و روایی همگرای آن با استفاده از مقیاس رضایت زندگی ۰/۴۵ بدست آمد (نف، ۲۰۰۳). در پژوهش مؤمنی و همکاران (۱۳۹۲) ضریب آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌های خودمهربانی ۰/۸۱، خودقضاوتی ۰/۷۹، اشتراکات انسانی ۰/۸۴، انزواجویی ۰/۸۵، ذهن‌آگاهی ۰/۸۰، شناخت بیش از حد ۰/۸۳ و کل پرسشنامه ۰/۷۶ گزارش شد. همچنین، روایی افتراقی این پرسشنامه با استفاده از سیاهه افسردگی و اضطراب به ترتیب ۰/۳۴- و ۰/۴۱- و روایی همگرای آن با استفاده از مقیاس حرمت خود روزنبرگ ۰/۲۲ بدست آمد (مؤمنی و همکاران، ۱۳۹۲). در پژوهش حاضر ضرایب آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس خودمهربانی ۰/۷۷، خودقضاوتی ۰/۸۱، انسانیت مشترک ۰/۷۵، انزواجویی ۰/۷۸، ذهن‌آگاهی ۰/۷۸، شناخت بیش از حد ۰/۸۰ و برای کل پرسشنامه ۰/۸۶ بدست آمد.

پرسشنامه کیفیت زندگی[1](WHOQOL-BREF): این پرسشنامه توسط سازمان جهانی بهداشت (۱۹۹۶) ساخته شده که دارای ۲۶ گویه است و کیفیت زندگی را در چهار بعد سلامت جسمانی، سلامت روانی، روابط اجتماعی و سلامت محیط می‌سنجد (سازمان جهانی بهداشت ، ۱۹۹۶). پاسخ‌ها براساس طیف ۵ درجه‌ای از هرگز «۱» تا بسیار زیاد «۵» نمره‌گذاری می‌شود. پایایی این پرسشنامه توسط گروه ارزیابی کیفیت زندگی سازمان بهداشت جهانی با استفاده از روش آلفای کرونباخ بین ۰/۸۰ تا ۰/۹۰ گزارش شد. جهت بررسی روایی سازه پرسشنامه از روش تحلیل عامل اکتشاقی و تأییدی استفاده شد. نتایج تحلیل نشان داد این آزمون از چهار مؤلفه تشکیل شده و بار عاملی هر گویه بر روی عامل مربوطه بالاتر از ۰/۴۰ است (سازمان جهانی بهداشت، ۱۹۹۶). در پژوهش رصافیانی و همکاران (۱۳۹۹) پایایی پرسشنامه به روش همسانی درونی ۰/۷۵ و به روش بازآزمایی با فاصله دو هفته، در دامنه‌ای از ۰/۷۸ تا ۰/۸۹ بدست آمد. همچنین، نتایج روایی محتوا نشان داد که نسبت روایی محتوای (CVR) بدست‌آمده برای تمامی سؤالات پرسشنامه در دامنه ۰/۷ تا ۱ و شاخص روایی محتوا (CVI) نیز برابر با ۰/۸۵ بدست آمد که نشان‌دهنده روایی محتوای قابل قبول این پرسشنامه است (رصافیانی و همکاران، ۱۳۹۹). در پژوهش حاضر، ضرایب آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌های سلامت جسمانی، سلامت روان‌شناختی، سلامت محیطی، روابط اجتماعی و کل پرسشنامه به‌ترتیب ۰/۸۱، ۰/۸۳، ۰/۹۱، ۰/۸۴ و ۰/۹۵ بدست آمد.

پرسشنامه طرحواره‌های ناسازگار اولیه فرم کوتاه[2](YSQ-SF): این پرسشنامه توسط یانگ (۱۹۹۹) ساخته شده که شامل ۷۵ گویه است و ۱۵ طرحواره را با ۵ حوزه می‌سنجد. این حوزه‌ها شامل بریدگی و طرد[3]، خودگردانی و عملکرد مختل[4]، محدودیت‌های مختل[5] دیگر جهت‌مندی[6] و گوش بزنگی بیش از حد و بازداری[7] هستند. گویه‌ها براساس مقیاس ۶ درجه‌ای لیکرتی از ۱ (کاملاً مخالفم) تا ۶ (کاملاً موافقم) نمره‌گذاری می‌شوند. استانیسزک و پوپیل[8] (۲۰۱۸)، ضریب آلفای کرونباخ برای هر طرحواره ناسازگار اولیه را بین ۰/۷۹ تا ۰/۹۱ گزارش کردند. همچنین، همبستگی بین دو نسخه کوتاه و بلند پرسشنامه ۰/۸۰ گزارش شده که نشان‌دهنده روایی همگرایی این پرسشنامه است (استانیسزک و پوپیل، ۲۰۱۸). در پژوهش شهامت و همکاران (۱۳۸۹) نیز، پایایی با استفاده از آلفای کرونباخ برای هر یک از طرحواره‌های بازداری هیجانی ۰/۸۶، رهاشدگی/بی‌ثباتی ۰/۷۰، بی‌اعتمادی/سوءرفتار ۰/۸۱، انزوای اجتماعی/بیگانگی ۰/۷۹، نقص/شرم ۰/۸۹، شکست ۰/۸۹، وابستگی/ بی‌کفایتی ۰/۸۴، آسیب‌پذیری در برابر ضرر و بیماری (۰/۸۴)، گرفتاری/خودتحول‌نیافته ۰/۷۷، اطاعت ۰/۸۲، ایثار ۰/۸۲، بازداری هیجانی ۰/۷۸، معیارهای سرسختانه/ عیب‌جویی افراطی ۰/۶۹، استحقاق/بزرگ‌منشی ۰/۷۸ و خودکنترلی/ خودانضباطی ناکافی ۰/۷۱ بدست آمد. روایی پرسشنامه نیز به روش همبستگی با آزمون باورهای غیرمنطقی (IBT)[9] ۰/۳۴ محاسبه شد (شهامت و همکاران، ۱۳۸۹). در پژوهش حاضر نیز پایایی طرحواره‌های محرومیت هیجانی ۰/۸۰، رهاشدگی/بی‌ثباتی ۰/۸۲، بی‌اعتمادی/سوءرفتار ۰/۸۰، انزوای اجتماعی/بیگانگی ۰/۸۶، نقص/شرم ۰/۸۲، شکست ۰/۸۲، وابستگی/ بی‌کفایتی ۰/۷۹، آسیب‌پذیری در برابر ضرر و بیماری ۰/۷۸، گرفتاری/خودتحول‌نیافته ۰/۸۳، اطاعت ۰/۷۸، ایثار ۰/۸۳، بازداری هیجانی ۰/۸۵، معیارهای سرسختانه/ عیب‌جویی افراطی ۰/۸۳، استحقاق/بزرگ‌منشی ۰/۸۱ و خودکنترلی/ خودانضباطی ناکافی ۰/۸۰ محاسبه شد.

1. Quality of Life Questionnaire (WHOQOL-BREF)
2. early maladapative schemas Questionnaire -Short Form (YSQ-SF)
3. Disconnection & Rejection
4. Impaired autonomy & Performance
5. Impaired Limits
6. other-directedness
7. overvigilance and inhibition
8. Staniszek & Popiel
9. Irrational Belief Test

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-08-06]

یافته ها

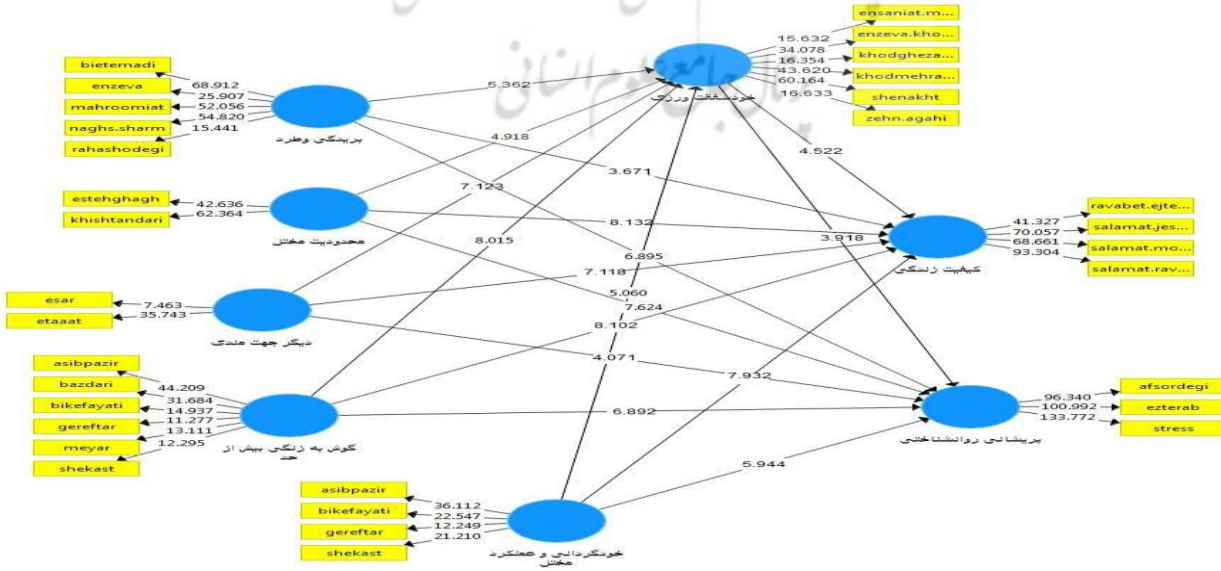
در اینجا به اجمال نتایج جمعیت‌شناختی شرکت کنندگان این پژوهش ارائه می‌گردد. میانگین سنی ۱۷/۱۱ با محدوده سنی ۲۰-۱۵ سال و انحراف معیار ۱/۴۹ سال بود. ۱۶۷ نفر (۷۵/۶ درصد) از دانش‌آموزان مجرد و ۵۳ نفر (۲۴ درصد) متأهل در این پژوهش شرکت داشتند. در جدول ۱ شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش به همراه آزمون ضریب همبستگی گزارش شده است.

جدول ۱. ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش

متغیرها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸
۱.کیفیت زندگی	۱							
۲.خودشفقت‌ورزی	۰/۶۳**	۱						
۳.بریدگی و طرد	-۰/۵۴**	-۰/۵۶**	۱					
۴.محدودیت‌های مختل	-۰/۴۱**	-۰/۴۰**	۰/۵۹**	۱				
۵.دیگر جهت‌مندی	-۰/۲۸**	-۰/۲۹**	۰/۶۳**	۰/۳۰**	۱			
۶.گوش بزنگی	-۰/۳۶**	-۰/۳۵**	۰/۶۰**	۰/۴۹**	۰/۵۶**	۱		
۷.خودگردانی و عملکرد مختل	-۰/۴۸**	-۰/۵۶**	۰/۷۱*	۰/۵۶**	۰/۶۰**	۰/۵۱**	۱	
۸.پریشانی روان‌شناختی	-۰/۶۷**	-۰/۵۸**	۰/۷۹**	۰/۷۲**	۰/۵۴**	۰/۷۳**	۰/۷۰**	۱
میانگین	۸۲/۰۸	۸۱/۹۱	۵۶/۹	۳۲/۰۵	۲۵/۳۵	۳۱/۵۷	۳۸/۸۸	۶۳/۱۵
انحراف معیار	۲۰/۵۶	۱۱/۰۲	۲۳/۵۷	۱۱/۷۷	۷/۶۶	۱۱/۹۱	۱۴/۱۸	۱۵/۶۲
کجی	-۰/۳۹	۰/۰۵۸	۰/۵۹	۰/۱۲	۰/۵۰	۰/۰۹۶	۰/۴۵	۰/۱۷
کشیدگی	۰/۳۴	۰/۱۱	-۰/۴۷	۰/۳۲	۰/۱۴	-۰/۸۱	-۰/۵۰	۰/۳۲

** P<۰/۰۱

نتایج ضرایب همبستگی نشان می‌دهد بین متغیرهای پژوهش همبستگی معناداری وجود دارد. برای نمونه، رابطه بین خودشفقت‌ورزی و کیفیت زندگی مثبت و معنادار (r=۰/۶۳ ،p <۰/۰۱) و پریشانی روان‌شناختی منفی و معنادار (r=-۰/۵۸ ،p <۰/۰۱) است. سایر روابط نیز به این صورت قابل تفسیر هستند. همچنین، شاخص‌های میانگین و انحراف معیار جهت بررسی مفروضه نرمالیتی تک‌متغیری نشان‌دهنده پراکندگی مناسب داده‌ها و شاخص‌های کجی و کشیدگی که در بازه ۲+ تا ۲- قرار دارند، نشان‌دهنده توزیع نرمال داده‌هاست. نتایج بررسی همخطی چندگانه نشان داد که آماره تحمل (بزرگ‌تر از ۰/۱) و عامل تورم واریانس (کمتر از ۱۰) نشان‌دهنده همخطی بین متغیرها است. در ادامه به‌منظور بررسی رابطه مدل پژوهش از رویکرد مدل‌یابی معادلات ساختاری با استفاده از روش حداقل مربعات جزئی (PLS) استفاده شد. در شکل ۱ مدل ضرایب استاندارد نشان داده شده است.



شکل ۱. ضرایب استاندارد مدل نهایی پژوهش

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-08-06]

همان‌طور که در شکل ۱ مشاهده می‌شود حوزه‌های طرحواره‌ای به‌عنوان متغیر برون‌زا می‌باشند که اثر مستقیم و غیرمستقیم آن بواسطه خودشفقت‌ورزی بر کیفیت زندگی و پریشانی روان‌شناختی به‌عنوان متغیر درون‌زا مورد بررسی قرار گرفته است. بدین معنی که طرحواره‌های طرد و بریدگی (۰/۳۹۲-)، محدودیت‌های مختل (۰/۴۵۸-)، دیگر جهت‌مندی (۰/۵۱۹-)، گوش بزنگی (۰/۹۸۴-) و خودگردانی و عملکرد مختل (۰/۶۷۴-) بر خودشفقت‌ورزی اثر منفی گذاشته و خودشفقت‌ورزی نیز بر کیفیت زندگی (۰/۴۱۱) و پریشانی روان‌شناختی (۰/۴۱۶-) تأثیر می‌گذارد. بنابراین، تأثیر منفی طرحواره‌های ناسازگار اولیه بر کیفیت زندگی و پریشانی روان‌شناختی از طریق بهبود سطوح خودشفقت‌ورزی کاهش می‌یابد. در ادامه شاخص‌های برازش مدل مفروض بررسی شده، و سپس ضرایب استانداردشده برای اثرات مستقیم و غیرمستقیم توسط متغیرها ارائه می‌گردد که نتایج آن در جدول ۲ گزارش شده است.

جدول ۲. آزمون ضرایب مدل ساختاری: اثرات مستقیم، غیرمستقیم، مقدار t و سطح معناداری

مسیر	β	آماره t	P
اثرات مستقیم			
بریدگی و طرد -> کیفیت زندگی	-۰/۴۵۸	۳/۶۷۱	<۰/۰۰۱
محدودیت‌های مختل -> کیفیت زندگی	-۰/۶۱۰	۸/۱۳۲	<۰/۰۰۱
دیگرجهت‌مندی -> کیفیت زندگی	-۰/۷۱۰	۷/۱۱۸	<۰/۰۰۱
گوش به زنگی بیش از حد و بازداری -> کیفیت زندگی	-۰/۸۰۹	۸/۱۰۲	<۰/۰۰۱
خودگردانی و عملکرد مختل -> کیفیت زندگی	-۰/۷۶۱	۷/۹۳۲	<۰/۰۰۱
بریدگی و طرد -> پریشانی روان‌شناختی	۰/۳۲۹	۶/۸۹۵	<۰/۰۰۱
محدودیت‌های مختل -> پریشانی روان‌شناختی	۰/۲۵۰	۷/۶۲۴	۰/۰۰۳
دیگرجهت‌مندی -> پریشانی روان‌شناختی	۰/۴۵۰	۴/۰۷۱	<۰/۰۰۱
گوش به زنگی بیش از حد و بازداری -> پریشانی روان‌شناختی	۰/۶۴۹	۶/۸۹۲	<۰/۰۰۱
خودگردانی و عملکرد مختل -> پریشانی روان‌شناختی	۰/۶۲۵	۵/۹۴۴	<۰/۰۰۱
خود شفقت‌ورزی -> کیفیت زندگی	۰/۴۱۱	۴/۵۲۲	<۰/۰۰۱
خود شفقت‌ورزی -> پریشانی روان‌شناختی	-۰/۴۱۶	۳/۹۱۸	<۰/۰۰۱
بریدگی و طرد -> خود شفقت‌ورزی	-۰/۳۹۲	۵/۳۶۲	<۰/۰۰۱
محدودیت‌های مختل -> خود شفقت‌ورزی	-۰/۴۵۸	۴/۹۱۸	<۰/۰۰۱
دیگرجهت‌مندی -> خود شفقت‌ورزی	-۰/۵۱۹	۷/۱۲۳	<۰/۰۰۱
گوش به زنگی بیش از حد و بازداری -> خود شفقت‌ورزی	-۰/۹۸۴	۸/۰۱۵	<۰/۰۰۱
خودگردانی و عملکرد مختل -> خود شفقت‌ورزی	-۰/۶۷۴	۵/۰۶۰	<۰/۰۰۱
اثرات غیرمستقیم			
بریدگی و طرد-> خود شفقت‌ورزی-> کیفیت زندگی	-۰/۱۶۱	۲/۵۳۲	۰/۰۲۶
محدودیت‌های مختل-> خود شفقت‌ورزی-> کیفیت زندگی	-۰/۱۸۸	۳/۱۰۶	۰/۰۰۹
دیگرجهت‌مندی-> خود شفقت‌ورزی-> کیفیت زندگی	-۰/۲۱۳	۴/۱۱۳	<۰/۰۰۱
گوش به زنگی بیش از حد و بازداری-> خود شفقت‌ورزی-> کیفیت زندگی	-۰/۴۰۴	۹/۳۰۴	<۰/۰۰۱
خودگردانی و عملکرد مختل-> خود شفقت‌ورزی-> کیفیت زندگی	-۰/۲۷۷	۴/۵۸۱	۰/۰۱۰
بریدگی و طرد-> خود شفقت‌ورزی-> پریشانی روان‌شناختی	۰/۱۶۳	۲/۹۶۲	۰/۰۱۸
محدودیت‌های مختل-> خود شفقت‌ورزی-> پریشانی روان‌شناختی	۰/۱۹۱	۳/۲۴۱	۰/۰۰۵
دیگرجهت‌مندی-> خود شفقت‌ورزی-> پریشانی روان‌شناختی	۰/۲۱۶	۴/۳۰۶	<۰/۰۰۱
گوش به زنگی بیش از حد و بازداری-> خود شفقت‌ورزی-> پریشانی روان‌شناختی	۰/۴۰۹	۹/۳۶۳	<۰/۰۰۱
خودگردانی و عملکرد مختل-> خود شفقت‌ورزی-> پریشانی روان‌شناختی	۰/۲۸۰	۴/۸۷۱	<۰/۰۰۱

باتوجه به نتایج جدول ۲، تمام مقادیر ضرایب استاندارد مربوط به مسیرهای مستقیم و غیرمستقیم در مدل معنادار هستند. اثر مستقیم تمام حوزه‌های طرحواره‌های ناسازگار اولیه بر کیفیت زندگی و خودشفقت‌ورزی دانش‌آموزان منفی و معنادار و بر پریشانی روان‌شناختی

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-08-06]

آنان مثبت و معنادار هستند و اثر مستقیم خودشفقت‌ورزی نیز بر کیفیت زندگی ($p<۰/۰۵$، $\beta=۰/۴۱۱$) و پریشانی روان‌شناختی ($p<۰/۰۵$، $\beta=-۰/۴۱۶$) معنادار است. همچنین، تمام حوزه‌های طرحواره‌های ناسازگار اولیه، به‌طور غیرمستقیم، بر کیفیت زندگی و پریشانی روان‌شناختی تأثیر می‌گذارند. بنابراین، خودشفقت‌ورزی در رابطه بین طرحواره‌های ناسازگار اولیه با کیفیت زندگی و پریشانی روان‌شناختی دارای نقش واسطه‌ای جزئی است. در مجموع، طرحواره‌های ناسازگار اولیه و خودشفقت‌ورزی ۳۷ درصد از واریانس کیفیت زندگی و ۸۳ درصد از واریانس پریشانی روان‌شناختی را تبیین می‌کنند.

جدول۳. معیار فورنل-لارکر، مقادیر AVE و شاخص‌های پایایی ترکیبی و آلفای کرونباخ

سازه‌ها	بریدگی و طرد	خودشفقت ورزی	خودگردانی و عملکرد مختل	دیگرجهت‌مندی	محدودیت‌های مختل	پریشانی روانشناختی	کیفیت زندگی	گوش به زنگی
بریدگی و طرد	۰/۸۲۴							
خودشفقت ورزی	-۰/۶۲۹	۰/۶۸۷						
خودگردانی و عملکرد مختل	۰/۷۳۱	-۰/۵۵۰	۰/۷۵۳					
دیگرجهت‌مندی	۰/۶۸۳	-۰/۵۲۳	۰/۶۸۷	۰/۷۸۱				
محدودیت‌های مختل	۰/۶۱۶	-۰/۶۱۳	۰/۵۹۱	۰/۳۶۳	۰/۸۸۶			
پریشانی روانشناختی	۰/۸۰۹	-۰/۷۲۵	۰/۷۳۵	۰/۵۹۵	۰/۷۳۲	۰/۹۳۰		
کیفیت زندگی	-۰/۵۷۹	۰/۴۴۱	۰/۵۰۴	-۰/۳۵۶	-۰/۴۱۴	-۰/۶۷۷	۰/۸۹۷	
گوش به زنگی	۰/۷۷۲	-۰/۶۶۹	۰/۹۲۱	۰/۷۲۳	۰/۶۱۹	۰/۸۳۸	-۰/۵۱۴	۰/۷۰۰
روایی همگرا (AVE)	۰/۶۱۰	۰/۷۵۵	۰/۷۸۱	۰/۷۸۹	۰/۶۵۵	۰/۶۸۱	۰/۷۴۱	۰/۶۶۶
پایایی ترکیبی (CR)	۰/۹۱۲	۰/۹۰۲	۰/۸۳۹	۰/۷۵۱	۰/۸۸۰	۰/۹۵۱	۰/۹۴۳	۰/۸۵۱
آلفای کرونباخ (α)	۰/۸۷۹	۰/۸۳۸	۰/۷۷۸	۰/۸۶۶	۰/۷۲۸	۰/۹۱۲	۰/۹۴۳	۰/۷۸۹

همان‌گونه که در جدول ۳ مشاهده می‌شود پایایی ترکیبی برای همه سازه‌ها بالاتر از مقدار ۰/۷ و مقادیر متوسط واریانس استخراج‌شده (AVE) همه سازه‌ها بیش از ۰/۵ است که نشان‌دهنده روایی همگرا و ارتباط و انطباق درونی گویه‌های هر سازه است. همچنین، ضرایب روی قطر اصلی در ماتریس فورنل-لارکر بیشتر از مقادیر دیگر هستند که این امر نشان‌دهنده پایایی و روایی مناسب و برازش بسیار خوب مدل اندازه‌گیری در مدل معادلات ساختاری پژوهش است.

از دیگر معیارهای ارزیابی برازش مدل، معیار استون-گیسر(Q^2) است که نشان‌دهنده قابلیت پیش‌بینی شاخص‌های مربوط به سازه‌های درون‌زای مدل است و چنانچه روابط بین سازه‌ها به‌درستی تعریف شده باشند، سازه‌ها می‌توانند به‌اندازه کافی بر شاخص‌های یکدیگر تأثیر گذاشته و از این راه، فرضیه‌ها به‌درستی تأیید شوند. اگر مقدار Q^2 یک سازه درون‌زا بیشتر از صفر شود نشانگر آن است که روابط بین سازه‌های دیگر مدل و سازه درون‌زا به‌خوبی تبیین شده است. باتوجه به اینکه مقدار Q^2 برای سازه خودشفقت‌ورزی، کیفیت زندگی و پریشانی روان‌شناختی به ترتیب برابر با ۰/۲۴۶، ۰/۲۷۳ و ۰/۶۷۸ است و برازش مناسب مدل ساختاری پژوهش را بار دیگر تأیید می‌کند.

پس از بررسی برازش بخش اندازه‌گیری و بخش ساختاری مدل، برازش کلی مدل از طریق شاخص نیکویی برازش (GoF) که توسط تن‌هاوس[1] و همکاران (۲۰۰۴) ارائه شده، استفاده می‌شود (به نقل از آلسوکی[2]، ۲۰۲۳). این معیار از طریق رابطه زیر محاسبه می‌شود.

$$GOF = \sqrt{\overline{Communalities} * \overline{R^2}}$$

به‌طوری‌که $\overline{Communalities}$ نشانه میانگین مقادیر اشتراکی هر سازه (۰/۵۲۴) و $\overline{R^2}$ نیز مقدار میانگین R^2 سازه‌های درون‌زای مدل (۰/۶۰۶) است. مقدار GoF عبارت از ۰/۵۶۴ است. با توجه به سه مقدار ۰/۰۱ ، ۰/۲۵ و ۰/۳۶ که به عنوان مقادیر ضعیف، متوسط و قوی برای شاخص GoF معرفی شده است، حصول ۰/۵۶۴ برای این معیار نشان از برازش کلی قوی برای مدل پژوهش دارد.

1.Tenenhous
2. Alsouki

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-08-06]

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی نقش میانجی خودشفقت‌ورزی در رابطه بین طرحواره‌های ناسازگار اولیه با کیفیت زندگی و پریشانی روان‌شناختی دانش‌آموزان دختر انجام شد. نتایج این پژوهش نشان داد بین تمام حوزه‌های طرحواره ناسازگار اولیه با کیفیت زندگی دختران رابطه معکوس و معنادار و با پریشانی روان‌شناختی آنها رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. این یافته با نتایج وایلد و دوزویس (۲۰۱۸) و چودکیویچ و همکاران (۲۰۲۲) همسو بود. در تبیین این یافته باید گفت دانش‌آموزانی که طرحواره‌هایشان در حوزه بریدگی و طرد قرار دارد، در خانواده‌های بی‌عاطفه، سرد، منزوی و بدرفتار رشد می‌کنند و انتظاراتشان این است که نمی‌توانند نیازهای خود مانند امنیت و همدلی را به شیوه‌ای قابل‌پیش‌بینی ارضا کنند و یا افراد با طرحواره خودگردانی و عملکرد مختل، در مستقلانه عمل کردن یا مدیریت خود و زندگی‌شان مشکل دارند و همیشه نگران آسیب و اشتباه هستند؛ زیرا والدین آنها در کودکی به شدت اهل مراقبت و حمایت از آنها بوده‌اند. در نتیجه آنها می‌ترسند که نتوانند از پس خود و مشکلات زندگی‌شان برآیند. در واقع، طرحواره‌ها با رویدادهای منفی و فشارزای زندگی رابطه دارند و با فعال شدن این طرحواره‌ها، فرد احساسات بدنی را تجربه می‌کند که ممکن است هشیارانه یا ناهشیارانه، این تجارب را به خاطرات دوران کودکی خود پیوند دهد و در نتیجه دچار اضطراب و افسردگی بیشتری شود (گوکداک و ییلدریم، ۲۰۲۳) و این اختلالات نیز می‌توانند کیفیت زندگی او را کاهش دهد (رنجبر و همکاران، ۱۴۰۰). طرحواره‌های حوزه محدودیت‌های مختل نیز در خانواده‌هایی شکل می‌گیرند که ویژگی‌های آنها سهل‌انگاری و سردرگمی است. این افراد توانایی مهار هیجانات و تکانه‌های خود را ندارند و نمی‌توانند ارضاء نیازهای خود را به تأخیر بیندازند. طرحواره‌های دیگر جهت‌مندی در خانواده‌هایی بوجود می‌آیند که فرزندان خود را با قید و شرط پذیرفته‌اند و آنها باید برای دست‌یابی به توجه، عشق و پذیرش دیگران، جنبه‌های مهم شخصیت خود را سرکوب و یا نادیده بگیرند و یا در حوزه گوش‌بزنگی بیش از حد و بازداری، این باور وجود دارد که هر کاری که انجام می‌دهند، ناقص بوده و باید سخت‌تر تلاش کنند که این تلاش بی‌پایان برای کامل شدن در آنها اضطراب ایجاد می‌کند و بهزیستی روان‌شناختی آنها را تهدید می‌کند؛ زیرا خانواده‌ها بر عملکرد عالی و بی‌نقص‌گرایی تأکید می‌کنند. از این رو، طرحواره‌های ناسازگار اولیه که اثرات نامطلوب آن از دوران کودکی شروع می‌شود، افراد را مستعد آسیب‌های روانی می‌کند، آنها را در شرایط تجربه افسردگی، اضطراب و یا استرس قرار می‌دهد (کایا و آیدین، ۲۰۲۱) و کیفیت زندگی‌شان را نیز در طول زندگی کاهش می‌دهد (وایلد و دوزویس، ۲۰۱۸).

براساس نتایج پژوهش حاضر، خودشفقت‌ورزی نیز دارای نقش میانجی در رابطه بین طرحواره‌های ناسازگار اولیه با کیفیت زندگی و پریشانی روان‌شناختی بود با یافته با نتایج هاتن و کاتکا (۲۰۲۳) و سعادتمند و همکاران (۱۴۰۱) همسو بود. در تبیین این نتایج می‌توان گفت طرحواره‌های ناسازگار که از باورهای ناکارآمد کودکی نشأت می‌گیرند، از طریق خطاهای شناختی منجر به تصورات منفی افراد در طول سال‌های تکوینی نسبت به خود می‌شوند و یا از طریق فرایندهایی مانند نشخوار فکری و افکار خودآیند منفی زمینه را برای اختلالات روان‌شناختی فراهم می‌کنند (وانگ و همکاران، ۲۰۲۳). همچنین، زمانی‌که طرحواره‌های منفی فعال می‌شوند افراد از اینکه نسبت به خود شفقت‌ورزند، مقاومت می‌کنند (عامری، ۱۴۰۱)؛ یعنی افراد در مواجهه با کاستی‌ها و ضعف‌های شخصی، به جای نگاه مهربانانه نسبت به خود، نگاه قضاوت‌آمیزی دارند و به جای نگرش ذهن‌آگاهانه، بر محدودیت‌های شخصی تمرکز می‌کنند و آنها نمی‌توانند بی‌کفایتی‌های خود را با نرمی و ملایمت بپذیرند و درک کنند که این امر کیفیت زندگی و پریشانی روان‌شناختی آنها را تحت تأثیر قرار می‌دهد (سنگاچین‌دوست و همکاران، ۱۴۰۱؛ صالحی و همکاران، ۲۰۲۳). برای مثال، در طرحواره‌های بریدگی و طرد که افراد در روابط خود با دیگران مشکل دارند و احساس می‌کنند از نظر هیجانی با محرومیت مواجه هستند یا در طرحواره‌های حوزه محدودیت‌های مختل که با خودبزرگ‌بینی و نیاز به برتر بودن همراه است، این احتمال وجود دارد که افراد با خود مهربان نباشند، خود را به خاطر اشتباهاتشان سرزنش کنند و در مواجهه با مشکلات زندگی احساس آرامش کمتری داشته باشند که این ویژگی‌ها کیفیت زندگی را تضعیف می‌کند (یوسفی افراشته و رضایی، ۱۴۰۰) و سبب افسردگی، اضطراب، نشخوار فکری، سرکوب تفکر و در کل پریشانی روان‌شناختی می‌شوند (ایگان و همکاران، ۲۰۲۲).

/به‌طور خلاصه می‌توان نتیجه گرفت که مدل پژوهش از برازش مطلوب برخوردار است و نتایج پژوهش از مدل حاضر حمایت کردند. براساس نتایج پژوهش حاضر، طرحواره‌های ناسازگار اولیه با کیفیت زندگی و پریشانی روان‌شناختی رابطه دارند و همچنین خودشفقت‌ورزی رابطه بین طرحواره‌های ناسازگار اولیه با کیفیت زندگی و پریشانی روان‌شناختی را واسطه‌گری می‌کند. به عبارت دیگر، افزایش طرحواره‌های منفی و باورهای ناکارآمد و سطوح پایین خودشفقت‌ورزی نقش تعیین‌کننده در کیفیت زندگی و سلامت روانی دارند و می‌توانند بر شدت افسردگی و اضطراب بیفزایند. از این رو، باید به این متغیرها توجه و اهمیت ویژه‌ای شود؛ زیرا با شناخت این عوامل مهم اقدامات مؤثر و

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-08-06]

مفیدی در جهت ارتقای کیفیت زندگی و پیشگیری، تشخیص و درمان آسیب‌ها و اختلالات روانی انجام می‌گیرد و می‌توان به بهبود سطح سلامت روانی افراد کمک کرد.

از جمله محدودیت‌های پژوهش حاضر این بود که این پژوهش بر روی دانش‌آموزان دختر متوسطه دوم شهرستان کاشان انجام شده که تعمیم‌پذیری آن را به سایر مقاطع تحصیلی و جنسیتی با مشکل مواجه می‌کند. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که پژوهش‌های آتی بر روی جمعیت‌های مختلف از نظر سنی، جغرافیایی و جنسیتی نیز اجرا شود. همچنین، پژوهش حاضر از نوع همبستگی بود و نمی‌توان رابطه علّی را از آن استنباط نمود. علاوه بر این، پیشنهاد می‌شود از طریق آموزش‌های ذهن‌آگاهی یا هر آموزش دیگری که منجر به تقویت خودشفقت‌ورزی در دانش‌آموزان و یا خانواده‌ها می‌شود، آنها را در مواجهه با ناملایمات و شرایط گوناگون زندگی مجهز کرد تا اگر دچار افسردگی و اضطراب ناشی از خودانتقادی، طرحواره‌های ناسازگار و یا هر مورد دیگری شدند بتوانند خود را برهانند و کمتر دچار نشانه‌های افسردگی و اضطراب و پیامدهای منفی آن شوند.

منابع

احمدی، م.س. (۱۳۹۴). رابطه باورهای دینی و سبک زندگی با کیفیت زندگی دانش‌آموزان دختر مقطع متوسطه دوم شهر زنجان. *زن و مطالعات خانواده*، ۸(۳۰)، ۷-۲۰. https://www.sid.ir/paper/206215/fa

پورحسین، ر.، غلامعلی لواسانی، م.، و پیرمحمدی، ف. (۱۴۰۲). نقش واسطه‌ای مقایسه اجتماعی در رابطه طرحواره‌های ناسازگار اولیه با نگرش‌های مربوط به تصویر بدنی دانش‌آموزان دختر مبتلا به چاقی. *رویش روان‌شناسی*، ۱۲(۸)، ۱-۱۲. https://dorl.net/dor/20.1001.1.2383353.1402.12.8.1.9

رصافیانی، م.، صحاف، ر.، شمس، ا.، وامقی، ر.، زارعیان، ح.، و اکرمی، ر. (۱۳۹۹). روایی و پایایی نسخه فارسی پرسشنامه کیفیت زندگی سازمان جهانی بهداشت. *سالمند*، ۱۵(۱)، ۴۰-۲۸. https://doi.org/10.32598/sija.2020.3.110

رنجبر، ع.، و جان فدا، م. (۱۴۰۰). نقش طرحواره‌های ناسازگار اولیه و سبک‌های مقابله با استرس مادر در دوران همه‌گیری کووید-۱۹ بر کیفیت زندگی کودکان ۱ تا ۶ ساله. *پژوهش در سلامت روان‌شناختی*، ۱۵(۴)، ۶۳-۵۱. http://rph.khu.ac.ir/article-۱-۳۷۶۹-fa.html

سعادتمند، ا.، محمودعلیلو، م.، اسماعیل‌پور، خ.، و هاشمی، ت. (۱۴۰۱). بررسی رابطه طرحواره‌های ناسازگار اولیه با نشانه‌های اختلال بدریخت‌انگاری بدنی با میانجی‌گری شفقت به خود. *روان‌پرستاری*، ۱۰(۱)، ۷۵-۶۴. https://doi.org/10.22034/IJPN.10.1.64

سنگاچین‌دوست، ع.ر.، حسین‌خانزاده، ع.، کوشا، م.، ناصح، ا.، و روشندل‌راد، م. (۱۴۰۱). اثربخشی درمان خودشفقت‌ورزی بر افسردگی، اضطراب و تنیدگی مادران کودکان با اختلال نارسایی توجه/فزون‌کنشی. *پژوهش‌نامه روان‌شناسی مثبت*، ۸(۱)، ۱۱۲-۹۳.

شهامت، ف.، ثابتی، ع.ر.، و رضوانی، س. (۱۳۸۹). بررسی رابطه سبک‌های فرزندپروری و طرحواره‌های ناسازگار اولیه. *مطالعات تربیتی و روان‌شناسی*، *۱۱(۲)*، ۲۳۹-۲۵۴. http://doi.org/10.22067/fe.v11i2.1031

صاحبی، ع.، اصغری، م.ج.، و سالاری، ر. (۱۳۸۴). اعتباریابی مقیاس افسردگی، اضطراب و تنیدگی(DASS-21) برای جمعیت ایرانی. *روان‌شناسان ایرانی*، ۱(۴)، ۱۸-۱. https://journals.iau.ir/article512443a0d2c015073fc1d62ef524cc2302c4f0.pdf

عامری، ن. (۱۴۰۱). روابط ساختاری طرحواره‌های ناسازگار اولیه با ولع مصرف در افراد وابسته به مواد تحت درمان نگهدارنده با متادون: نقش میانجی شفقت به خود. *اعتیادپژوهی*، ۱۶(۶۶)، ۷۰-۴۷. https://doi.org/10.52547/etiadpajohi.16.66.47

مؤمنی، ف.، شهیدی، ش.، موتابی، ف.، و حیدری، م. (۱۳۹۲). ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس خودشفقت‌ورزی. *روان‌شناسی معاصر*، ۸(۲)، ۲۷-۴۰. http://bjcp.ir/article-1-386-fa.pdf

یوسفی افراشته، م.، و رضایی، ش. (۱۴۰۰). معنویت و کیفیت زندگی در سالمندان: نقش میانجی خودشفقت‌ورزی و احساس انسجام. *روان‌شناسی پیری*، ۷(۲)، ۱۳۷-۱۵۱. https://doi.org/10.22126/jap.2021.6358.1526

Albert, U., Maina, G., Bogetto, F., Chiarle, A., & Mataix-Cols, D. (2010). Clinical predictors of health-related quality of life in obsessive-compulsive disorder. *Comprehensive psychiatry*, *51*(2), 193-200. https://doi.org/10.1016/j.comppsych.2009.03.004

Alsouki, L., Duval, L., Marteau, C., El Haddad, R., & Wahl, F. (2023). Dual-sPLS: a family of Dual Sparse Partial Least Squares regressions for feature selection and prediction with tunable sparsity; evaluation on simulated and near-infrared (NIR) data. *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems*, *237*, 1-41. https://doi.org/10.1016/j.chemolab.2023.104813

Antony, M. M., Bieling, P. J., Cox, B. J., Enns, M. W., & Swinson, R. P. (1998). Psychometric properties of the 42-item and 21-item versions of the Depression Anxiety Stress Scales in clinical groups and a community sample. *Psychological assessment*, *10*(2), 176-181. https://doi.org/10.1037/1040-3590.10.2.176

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-08-06]

Butz, S., & Stahlberg, D. (2020). The relationship between self-compassion and sleep quality: An overview of a seven-year German research program. *Behavioral Sciences*, *10*(3), 1-12. https://doi.org/10.3390/bs10030064

Chodkiewicz, J., Wydrzyński, M., & Talarowska, M. (2022). J. Young's Early Maladaptive Schemas and Symptoms of Male Depression. *Life*, *12*(2), 1-12. https://doi.org/10.3390/life12020167

Egan, S. J., Rees, C. S., Delalande, J., Greene, D., Fitzallen, G., Brown, S., ... & Finlay-Jones, A. (2022). A review of self-compassion as an active ingredient in the prevention and treatment of anxiety and depression in young people. *Administration and Policy in Mental Health and Mental Health Services Research*, 1-19. https://doi.org/10.1007/s10488-021-01170-2

Gökdağ, C., & Yıldırım, Z. E. (2023). The mediating role of early maladaptive schemas in the relationship between temperament and depressive symptoms. *Turkish Journal of Psychiatry*, *34*(3), 162-172. https://doi.org/10.5080/u26316

Hatun, O., & Kurtça, T. T. (2023). Self-compassion, resilience, fear of COVID-19, psychological distress, and psychological well-being among Turkish adults. *Current Psychology*, *42*(23), 20052-20062. https://doi.org/10.1007/s12144-022-02824-6

Kaya, Y., & Aydin, A. (2021). The mediating role of early maladaptive schemas in the relationship between attachment and mental health symptoms of university students. *Journal of Adult Development*, *28*, 15-24. https://doi.org/10.1007/s10804-020-09352-2

Kotera, Y., & Ting, S. H. (2021). Positive psychology of Malaysian university students: Impacts of engagement, motivation, self-compassion, and well-being on mental health. *International Journal of Mental Health and Addiction*, *19*, 227-239.https://doi.org/10.1007/s11469-019-00169-z

Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behavior research and therapy*, *33*(3), 335-343. https://doi.org/10.1016/0005-7967(94)00075-U

Murphy, O., Looney, K., McNulty, M., & O'Reilly, G. (2023). Exploring the factors that predict quality of life, and the relationship between recovery orientation and quality of life in adults with severe mental health difficulties. *Current Psychology*, *42*(26), 22419-22428. https://doi.org/10.1007/s12144-022-03296-4

Neff, K . D. (2003). Self-compassion: An alternative conceptualization of a healthy attitude toward oneself. *Self and identity*, *2*(2), 85-101. https://doi.org/10.1080/15298860309032

Neff, K. D. (2003). The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and identity*, *2*(3), 223-250. https://doi.org/10.1080/15298860309027

Organization, W.H. (1998). The World Health Organization quality of life assessment (WHOQOL): development and general psychometric properties. *Social science & medicine*, *46*(12), 1569-1585. https://doi.org/10.1016/S0277-9536(98)00009-4

Salehi, N., Afrashteh, M. Y., Majzoobi, M. R., Ziapour, A., Janjani, P., & Karami, S. (2023). Does coping with pain help the elderly with cardiovascular disease? The association of sense of coherence, spiritual well-being and self-compassion with quality of life through the mediating role of pain self-efficacy. *BMC geriatrics*, *23*(1), 1-10. https://doi.org/10.1186/s12877-023-04083-x

Song, M. Y., & Park, M. J. (2022). Relationship between Uncertainty and Health-related Quality of Life in Elderly Patients Undergoing Total Knee Arthroplasty: The Mediating Effects of Sense of Coherence and Social Support. *Journal of Korean Academy of Fundamentals of Nursing*, *29*(3), 284-294. . https://doi.org/10.7739/jkafn.2022.29.3.284

Staniszek, K., & Popiel, A. (2018). Development and validation of the Polish experimental short version of the Young Schema Questionnaire (YSQ-ES-PL) for the assessment of early maladaptive schemas. *Annals of Psychology*, *20*(2), 401-427. https://www.ceeol.com/search/article-detail?id=618307

Tabachnick, B. G., Fidel, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. *5*, 481-498. Boston, MA: Pearson. https://www.pearsonhighered.com/assets/preface/0/1/3/4/0134790545.pdf

Wang, Y., Gao, Y., Liu, J., Bai, R., & Liu, X. (2023). Reciprocal associations between early maladaptive schemas and depression in adolescence: long-term effects of childhood abuse and neglect. *Child and adolescent psychiatry and mental health*, *17*(1), 134. https://doi.org/10.1186/s13034-023-00682-z

Wilde, J. L., & Dozois, D. J. (2018). It's not me, it's you: Self-and partner-schemas, depressive symptoms, and relationship quality. *Journal of Social and Clinical Psychology*, *37*(5), 356-380. https://doi.org/10.1521/jscp.2018.37.5.356

World Health Organization. (1996). *WHOQOL-BREF: introduction, administration, scoring and generic version of the assessment: field trial version, December 1996* (No. WHOQOL-BREF). World Health Organization. https://iris.who.int/bitstream/handle/10665/63529/WHOQOL-BREF.pdf?sequ

Young, J. E. (1999). *Cognitive therapy for personality disorders: A schema-focused approach*. Professional Resource Press/Professional Resource Exchange. https://psycnet.apa.org/record/1999-02395-000

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-08-06]

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-08-06]