بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامهٔ روان‌شناسی کاربردی

فصلنامهٔ علمی– پژوهشی گروه روان‌شناسی دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی

دورهٔ ۱۵، شمارهٔ ۲ (۵۸)، تابستان ۱۴۰۰

ISSN: 2008-4331- eISSN: 2645-3541

صاحب امتیاز: دانشگاه شهید بهشتی

مدیر مسئول: دکتر محمود حیدری

سردبیر: دکتر وحید نجاتی

مدیر داخلی: دکتر عباس ذبیح‌زاده

ویراستار فارسی: دکتر عباس ذبیح‌زاده– آیلین مردان‌پور

ویراستار انگلیسی: دکتر شهریار شهیدی

کارشناس اجرایی، طراح جلد و صفحه‌آرا: مونا نظری

اعضای هیأت تحریریه

دکتر بهمن بلوچ: دانشیار دانشگاه میدلسکس لندن (روان‌شناس)

دکتر حمیدرضا پوراعتماد: استاد دانشگاه شهید بهشتی (روان‌شناس)

دکترعصمت دانش: استاد دانشگاه شهید بهشتی (روان‌شناس)

دکتر سیدحسین سلیمی: استاد دانشگاه بقیه‌الله (روان‌شناس)

دکتر شهریار شهیدی: استاد دانشگاه شهید بهشتی (روان‌شناس)

دکتر حمید طاهرنشاط‌دوست: استاد دانشگاه اصفهان (روان‌شناس)

دکتر ولی‌الله فرزاد: دانشیار دانشگاه خوارزمی (روان‌شناس)

دکتر محمدعلی گودرزی: استاد دانشگاه شیراز (روان‌شناس)

دکتر محمدعلی مظاهری: استاد دانشگاه شهید بهشتی (روان‌شناس)

دکتر وحید نجاتی: استاد دانشگاه شهید بهشتی (علوم اعصاب شناختی)

آدرس: تهران، اوین، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکدهٔ علوم تربیتی و روان‌شناسی، دفتر مجلات، فصلنامهٔ روان‌شناسی کاربردی. تلفکس: ۲۹۹۰۵۳۴۰ پست الکترونیکی: apsy@sbu.ac.ir

درجهٔ علمی- پژوهشی در جلسهٔ مورخ ۸۹/۷/۲۸ کمیسیون نشریات علمی کشور، به فصلنامهٔ روان‌شناسی کاربردی اعطا گردید و طی نامه شماره ۳//۳/۲۱۱۰۱۳ در تاریخ ۹۱/۱۰/۲۶ تمدید شد.

ارسال مقاله به فصلنامه روان‌شناسی کاربردی فقط از طریق پایگاه الکترونیکی apsy.sbu.ac.ir امکان‌پذیر است.

مقاله‌های این فصلنامه دارای ضریب تأثیر است و در پایگاه‌های استنادی علوم جهان اسلام (ISC)، پایگاه نشر دانش (پند)، پرتال جامع علوم انسانی، ESJI Magiran ،Google Scholar, Linkedin, Academia, Issn portal , DOAJ, Noormags Civilica و SID نمایه می‌شود.

راهنمای نگارش مقاله

فصلنامهٔ «**روان‌شناسی کاربردی**» دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی دانشگاه شهید بهشتی به انتشار مقاله‌هایی می‌پردازد که برگرفته از پژوهش‌های ناب مداخله‌ای و مقایسه‌ای در قلمروهای متنوع روان‌شناسی باشند و نیز نتایج عملی و قابل استفاده‌ای را برای حل مشکلات زندگی فراهم آورند و یا زمینه‌هایی را کشف کنند که نتایج پژوهش‌های بنیادی در آن کاربرد داشته باشد. بنابراین رسالت اصلی این فصلنامه، به‌ویژه درعصر کنونی که پیچیدگی‌ها و فن‌آوری‌های روزافزون منجر به تغییرات سریع در جامعه درحال توسعه شده و معضلات متعددی را پدید آورده است؛ انتشار یافته‌های بدیع علم روانشناسی است که در زمینه‌های مختلف زندگی انسان کاربرد داشته باشد و امکان تبادل نظر و مبادله اطلاعات علمی را بین پژوهشگران فراهم نماید.

در نتیجه تأکید این فصلنامه بر چاپ مقاله‌های عمدتاً کاربردی در زمینه‌های بالینی، اجتماعی، سلامت، صنعتی سازمانی و جز آن است. مقاله‌های بالینی باید بر اساس معیارهای بین‌المللی پژوهش‌های بالینی انجام شود و پیگیری آن دست کم ۳ ماه و ترجیحاً ۶ ماه باشد. لازم به ذکر است اولویت چاپ به پژوهش‌های آزمایشی و آزمایشگاهی است.

شرایط تنظیم بخش‌های مختلف مقاله

- **تنظیم برگه مشخصات**: برگه مشخصات برگه‌ای است که در آن به دو زبان فارسی و انگلیسی عنوان مقاله، نام و نام‌خانوادگیِ پژوهشگر/ پژوهشگران، درجهٔ علمی آن‌ها همراه با نشانی محل کار و پست الکترونیکی دانشگاهی (Email)، تلفن تماس با پژوهشگران و تاریخ ارسال مقاله درج شده باشد.
- **عنوان**: عنوان مقاله جدید و برگرفته از محتوای مقاله و متناسب با فرایند تحولات علمی، پیشینه پژوهش و مطالعه دارای حداقل ۱۵ و حداکثر ۲۰ واژه باشد.
- **چکیده‌ها:** چکیده به دو زبان فارسی و انگلیسی هر چکیده در صفحه جداگانه‌ای در یک پاراگراف نوشته و تنظیم شود و هر یک از آن‌ها دارای حداقل ۲۰۰ و حداکثر ۲۵۰ واژه شامل عنوان‌های هدف، روش، یافته‌ها، نتیجه‌گیری باشد. در چکیده‌ها در قسمت روش باید پژوهش مثلاً همبستگی، آزمایشی و جز آن، جامعه آماری و تعداد جامعه، روش نمونه‌گیری، تعداد نمونه و منطق تعداد نمونه، نام مدرسه‌ها، مناطق، مراکز، شهر یا استان، سال انجام پژوهش، ابزارها طراح و سال طراحی هر یک از ابزارها، تعداد پرسشنامه‌های مخدوش، نقاط پرت، تعداد نمونه نهایی و روش تحلیل آماری و در قسمت یافته‌ها برای هر یافته باید آماره و سطح معناداری درج و همچنین در قسمت نتیجه‌گیری لازم است که یک نتیجه‌گیری کاربردی نوشته شود.
- **معرفی کلیدواژه‌ها**: کلیدواژه‌ها حداقل ۳ واژه و حداکثر ۵ واژه، به‌ترتیب حروف الفبا در پایان چکیده‌ها ارائه و *ایتالیک* شود.
- **مقدمه**: به ترتیب شامل بیان مسئله، پیشینه، هدف‌ها، ضرورت، اهمیت و همچنین شامل طرح پرسش‌ها یا فرضیه‌های پژوهشی نوآورانه و بدیع باشد.
- **روش‌شناسی**: شامل توضیحاتی دربارهٔ روش، جامعهٔ آماری و درج تعداد جامعهٔ، روش نمونه‌گیری، تعداد نمونه و منطق یا فرمول تعیین نمونه، ملاک‌های ورود و خروج آزمودنی‌ها باشد و به‌گونه‌ای نگاشته شود که سایر پژوهشگران بتوانند آن‌را با تمام جزئیات تکرار کنند. پژوهش‌های آزمایشی و مداخله‌ای حتماً باید پیگیری (Follow Up) ۳ تا ۶ ماه باشد و نتایج حاصل از پیگیری نیز لازم است که در چکیده‌ها، یافته‌ها و نتیجه‌گیری بیان شود.
- **ابزار پژوهش**: لازم است این قسمت شامل اطلاعات منسجم و کاملی دربارهٔ طراح، سال طراحی هر یک از ابزارها، معرفی آزمون، تعداد مؤلفه‌های آن و ذکر شماره سؤال‌های مؤلفه‌ها در جلوی آن‌ها، پایایی و روایی، شیوهٔ

اجرا و نمره‌گذاری ابزارها باشد و نیز ضریب آلفای کرونباخ برای هر یک از ابزارهای پژوهش توسط پژوهشگران کنونی مقاله ارسالی، محاسبه و گزارش شود. در صورت مداخله و استفاده از روان‌درمانگری، مشاوره یا آموزش که این نیز جزو ابزار است، باید طراح، هر یک از جلسه‌های مداخله به‌طور مختصر و مفید در پاراگراف‌های ۵ الی ۶ خطی جداگانه و قابل فهم به‌گونه‌ای توضیح داده شود که سایر پژوهشگران بتوانند آن را تکرار کنند. در شرح هر یک از جلسه‌های مداخله لازم است که گفته‌ها، توضیح‌ها و مثال‌ها پژوهشگر و یک یا دو مورد از سؤال‌ها و مثال‌های شرکت‌کنندگان نیز نوشته شود.

- **شیوهٔ اجرا**: در این قسمت توضیحات روشنی دربارهٔ شیوه انجام پژوهش از آغاز تا اتمام آن بدون ذکر مطالب تکراری باید ارائه شود و شامل مطالبی دربارهٔ کسب مجوز برای اجرای پژوهش از سازمان یا دانشگاه یا مراکز مربوطه، نحوهٔ مراحل گردآوری اطلاعات، مکان اجرای پژوهش، زمان اجرا، گروهی یا انفرادی بودن اجرای پژوهش باشد. در پژوهش‌های مداخله‌ای باید نحوهٔ رعایت موازین اخلاقی به‌ویژه در مورد گروه گواه ذکر شود. در انتهای همین قسمت پرسشنامه‌های مخدوش، نقاط پرت، تعداد نمونه نهایی و روش تحلیل آماری درج شود.
- **یافته‌ها:** ابتدای یافته‌ها باید ویژگی‌های جمعیت‌شناختی آزمودنی‌ها به‌طور کامل در یک پاراگراف ارائه شود و شامل میانگین و انحراف معیار سن، میزان تحصیلات و رشته، شغل، وضعیت اقتصادی، وضعیت تأهل و جز آن به تفکیک گروه‌ها بدون ارائه جدول باشد. سپس یافته‌های آماری در جدول‌ها و در صورت لزوم نمودارهایی گزارش شود. جدول‌ها نمودارها و توضیحات زیر آن‌ها به‌شیوه‌ای ارائه شود که امکان تحلیل یافته‌ها توسط خواننده مقاله وجود داشته باشد. به‌علاوه مقاله از کمترین تعداد لازم جدول، شکل و نمودار برخوردار باشد و اعداد، ارقام و آمارهایی که در جدول‌ها، شکل‌ها و نمودارها ارائه می‌شود؛ نباید عیناً در توضیحات زیر جدول تکرار شود. همچنین شکل و تعداد خطوط تمام جدول‌های مقاله باید دقیقاً مطابق جدول‌های مقاله‌های این مجله و مطابق با شیوهٔ APA تنظیم شود.
- **بحث و نتیجه‌گیری:** شامل بحث دربارهٔ یافته‌ها بر اساس یافته‌های مستند و بر پایهٔ هدف‌های پژوهش بدون تکرار مجدد سؤال‌ها فرضیه‌ها و اعداد و ارقام پژوهش باشد. یافته‌ها با پیشینه‌های مشابه و متضاد مقایسه و نتایج تبیین سپس بحث جمع‌بندی و راه‌کارهایی برای حل مشکلات مربوط به حیطهٔ پژوهش بیان و نیز در انتها یک پاراگراف، نتیجه‌گیری کاربردی ارائه و سپس باید به محدودیت‌ها و پیشنهادهای پژوهش اشاره شود و راهکارها و تلویحات کاربردی مورد بحث قرار گیرد. می‌شود. بعد از بحث نتیجه‌گیری عناوین زیر باید به ترتیب نوشته و تکمیل شود.
- **موازین اخلاقی:** لازم است که نویسندگان در این قسمت، نحوه رعایت موازین اخلاقی نظیر رازداری، محرمانه ماندن اطلاعات، جلب رضایت و تمایل آزمودنی‌ها برای شرکت در پژوهش، حق انتخاب آن‌ها برای ادامه و یا انصراف از شرکت در جلسه‌های مداخله یا پاسخگویی به پرسشنامه‌ها بیان و الزاماً «**کد اخلاق پژوهش**» را برای کارآزمایی‌های بالینی و «شماره و تاریخ مصوب پایان نامه‌ها یا طرح‌های پژوهشی» را برای پژوهش‌های غیربالینی درج کنند.
- **سپاسگزاری:** لازم است که نویسندگان در این قسمت، از تمامی حامیان مالی، مسئولان، شرکت کنندگان/ آزمودنی‌ها و سایر افرادی که جزء نویسندگان نیستند و در اجرای پژوهش با آن ها همکاری داشته‌اند؛ تشکر و قدردانی کنند.
- **مشارکت نویسندگان:** در این قسمت اسامی، لینک کد ارکید، نوع همکاری و سهمِ همکاری (به درصد) هریک از نویسندگانی باید در ستون مربوطه جدول موجود در برگه تعهدنامه ذکر شود که در طراحی، مدیریت طرح، مفهوم سازی، اجرا، تحلیل و تفسیر داده‌ها، تهیه پیش‌نویس، بازبینی و اصلاح، ویراستاری و نهایی سازی

مقاله مشارکت داشته‌اند. مشارکت در جذب منابع مالی و یا گردآوری داده‌ها برای قرار گرفتن در فهرست نویسندگان کافی نیست.

- **تعارض منافع:** نشریه علمی روان‌شناسی کاربردی که به صاحب امتیازی دانشگاه شهید بهشتی منتشر می‌شود؛ متعهد به اجرای توصیه نامه‌های کمیته جهانی سردبیران در مورد مسئولیت‌های نویسندگان در رابطه با تعارض منافع آن‌ها است. نویسندگان لازم است که هنگام ارسال مقاله خود اطلاعات مربوط به منافع مالی یا دیگر منافعی را که در نگارش مقاله تأثیرگذار بوده است؛ بیان و منابع حمایت مالی مقاله را نیز اعلام کنند. کامل کردن و امضاء برگه اظهارنامه تعارض‌های منافع بالقوه برای نویسندگان مقاله‌های این فصلنامه ضروری است.
- **منابع:** مقاله با استفاده از حداقل۳۰ منبع تهیه و فهرست منابع فارسی و انگلیسی به‌ترتیب حروف الفبا به روش APA به شکل زیر تنظیم شود.

مقاله

مرادمند، مهسا.، و خانبانی، مهدی. (۱۳۹۵). اثربخشی آموزش برون‌ریزی نوشتاری هیجان‌ها بر خودکارامدی و کنترل عواطف در دانش‌آموزان مضطرب. فصلنامه روان‌شناسی کاربردی، ۱۰ (۱ پیاپی ۳۷): ۳۷-۲۱.

Stoeber, J., Mutinelli, S., Corr, P. J. (2016). Perfectionism in students and positive career planning attitudes. *Personality and Individual Differences*, 97(1): 256-259.

پایان‌نامه

کهرازیی، فرهاد. (۱۳۹۰). اثربخشی مداخله شناختی- رفتاری در بهبود کیفیت زندگی، مهارت‌های مقابله‌ای و کاهش نشانه‌های روان‌شناختی و جسمانی بیماران دچار سلطان. رساله دکترای تخصصی، رشته روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهیدبهشتی.

Camp, N. (2016). *The relationship of a course grade to hope and optimism in nursing students' academic success.* Doctoral dissertation, the University of Alabama.

کتاب

مگیار- موئی، جینا.آل. (۱۳۹۱). فنون روان‌شناسی مثبت‌گرا. ترجمه فرید براتی سده.تهران: انتشارات رشد. (سال انتشار اثر به زبان اصلی، ۲۰۰۹).

Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2017). *Self-determination theory: Basic psychological needs in motivation, development, and wellness*. New York: Guilford Publishing.

نکته قابل توجه در مورد منابع

لازم به ذکر است که در این فصلنامه تمام منابع فارسی و انگلیسی مانند مثال‌های زیر باید هایپرلینک شوند تا به راحتی هریک از منابع نویسندگان، قابل دسترسی و بازبینی باشد.

مثال برای منابع فارسی

نظربلند، ندا.، نوحه گری، الهام.، و صادقی فیروزآبادی، وحید. (۱۳۹۸). اثربخشی توانبخشی شناختی رایانه‌ای بر حافظه کاری، توجه پایدار و عملکرد ریاضی کودکان دچار اختلال‌های طیف اُتیسم. فصلنامه روان‌شناسی کاربردی، ۱۳ _۲ پیاپی ۵۰): ۲۹۵-۲۷۳. [پیوند]

مثال برای منابع انگلیسی

Thompson, H. M., Wojciak, A.S., & Cooley, M. E. (2019). Family-based approach to the child welfare system: an integration of Bowen family theory concepts. Journal of Family Social Work, 22(3): 231-252. [Link]

- **پیوست‌ها**: در انتهای منابع لازم است پرسشنامه‌های مورد استفاده پیوست شود.

نکات شایان توجه دیگر

- مجله در پذیرش، ویرایش یا رد مقاله‌ها آزاد است و مقاله‌هایی که مورد به مورد طبق این راهنما تدوین و تنظیم نشده باشند و در فرصت مقرر اصلاحات را انجام ندهند؛ **رد** خواهند شد.
- چنانچه مقاله مطابق با فرمت مجله تهیه و تنظیم نشده باشد؛ لازم است که نویسنده مسئول «راهنمای نگارش مقاله» و «شرایط تنظیم بخش‌های مختلف مقاله» را به دقت مطالعه و تمامی اصلاحات فرمتی را حداکثر **۱۰ روز** در مقاله خود انجام دهد؛ تا مقاله قابلیت طرح و بررسی در شورای سردبیری را برای تعیین داوران پیدا کند؛ در غیر این‌صورت مقاله رد و بایگانی خواهد شد و فرصت دیگری برای طبق فرمت درآوردن مقاله به نویسنده داده نخواهد شد. همچنین پس از داوری نویسنده مسئول باید تمامی اصلاحات مورد نظر داوران را حداکثر ظرف دو هفته اعمال و مقاله بازنویسی شده را که در آن پاسخ نویسندگان به نکات مدنظر داوران درج شده و قسمت‌های تغییر یافته با قلم **قرمز** نباشد تا به راحتی قابل تشخیص باشد، در سامانه فصلنامه بارگذاری کند. عدم ارسال مقاله مذکور در مدت مقرر (حداکثر ظرف دو هفته) به نشانه انصراف مؤلف/ مؤلفان از ادامه فرایند بررسی و ارزیابی مقاله در این مجله تلقی و مقاله رد و بایگانی خواهد شد.
- این نشریه از چاپ مقاله‌هایی که منابع آن‌ها قدیمی است؛ معذور است. لازم است ۵۰ درصد منابع مورد استفاده مربوط به ۵ سال اخیر و ۵۰ درصد دیگر، قدمتی بیش از ۱۰ سال نداشته باشند.
- لازم است که برای اولین بار اسامی ۶ نفر اول همکاران ذکر و در مواردبعدی «و همکاران» نوشته شود.
- دقت شود در متن مقاله از آوردن واژه‌ها و مخفف واژه‌های لاتین و نیز نوشتن کلمه‌های لاتین به فارسی (به‌عنوان مثال پنیک) جداً خودداری و معادل فارسی آن‌ها نوشته شود.
- برای واژه‌های لاتین فقط یک بار در پاورقیِ همان صفحه باید زیرنویس داده شود.

- لازم است در تدوین مقاله بیشتر از مجله‌های علمی- پژوهشی انگلیسی و فارسی معتبر از جمله مقاله‌های فصلنامهٔ روان‌شناسی کاربردی استفاده شود، نه از پایان‌نامه‌ها و کتاب‌ها. در مجموع استفاده از پایان‌نامه‌ها و کتاب‌ها فقط حدود ۱۰ درصد منابع را به خود اختصاص دهد.
- در این نشریه فقط مقاله‌هایی امکان چاپ می‌یابند که قبلاً در جایی چاپ نشده باشند.
- حجم مقاله با پیوست‌ها حداقل ۱۶ و حداکثر ۲۰ **صفحهٔ وزیری (۱۶/۵ × ۲۳/۵)** و به‌صورت تایپ‌شده در محیط word باشد.
- برای تایپ متن مقاله از قلم B Nazanin در اندازه ۱۲ استفاده شود.
- تمام ویرگول‌ها، نقطه‌ها و علائم نگارشی بلافاصله پس از کلمات بیاید و بعد از آن یک فاصله ایجاد شود؛ نه برعکس. یعنی نقطه (.)، نقطه ویرگول (؛) و ویرگول (،) به کلمه قبل چسبیده و از کلمه بعدی یک فاصله داشته باشد.
- تمام پانویس‌ها در همان صفحه آورده شود و زیر هر صفحه با شماره ۱ آغاز شود.
- نیم‌فاصله‌ها رعایت شود (برای درج نیم‌فاصله از گرفتن همزمان کلید Ctrl و کلید علامت – باید استفاده کنید) مثلاً، می شود (غلط)/ می‌شود (صحیح) است.
- تمامی اعداد به‌کاررفته در متن و جدول‌ها فارسی باشد.
- مسئولیت حفظ حقوق دیگر مؤلفان به‌عهدهٔ نویسندهٔ مسئول است و با او تماس گرفته و مکاتبه خواهد شد.
- در مقاله‌های برگرفته از پایان‌نامه‌ها یا طرح‌های پژوهشی دانشگاه‌ها و سازمان‌ها، ذکر برگرفته‌شده از پایان‌نامه یا طرح‌های پژوهشی و تاریخ دفاع از پایان‌نامه و تاریخ اتمام پژوهش در برگه تعهدنامه و همچنین در قسمت‌های مربوطه در متن مقاله الزامی است.
- لازم است نویسنده‌گان تا ۶ ماه پی از بارگذاری اولیه مقاله خود در سامانه این فصلنامه، آن را جهت بررسی به نشریه دیگری ارسال نکنند.

هزینه‌های داوری و پذیرش مقاله

- طبق مصوبه شورای دبیران فصلنامهٔ روان‌شناسی کاربردی از تاریخ ۱۳۹۷/۰۱/۰۱ نویسنده‌ها لازم است برای ثبت مقاله خود در سامانه فصلنامه مبلغ ۵۰/۰۰۰ تومان برای هر مقاله‌ای که موضوع آن مرتبط با اهداف فصلنامه و طبق راهنمای نگارش تنظیم شده است و مبلغ ۳۰۰/۰۰۰ تومان پس از پذیرش مقاله از طریق سامانه مجلات به حساب دانشگاه شهیدبهشتی واریز فرمایند.

شیوهٔ ارسال مقاله

مقاله و همهٔ تیترهای آن باید طبق راهنمای نگارش مقاله در **فصلنامه روان‌شناسی کاربردی** تدوین و همراه با **برگهٔ مشخصات و تعهدنامه‌ای** مبنی بر عدم ارسال مقاله به سایر نشریه‌ها و واگذاری حقوق چاپ به فصلنامه روان‌شناسی کاربردی که توسط همهٔ نویسندگان امضاء شده باشد و نیز تکمیل برگهٔ «اظهارنامه تعارض منافع»، فقط از طریق پایگاه الکترونیکی **apsy.sbu.ac.ir** سامانه فصلنامه روان‌شناسی کاربردی به نشریه ارسال شود.

قدردانی

شورای دبیران فصلنامهٔ روان‌شناسی کاربردی وظیفهٔ خود می‌دانند که با درج اسامی داوران دانشمند و گرامی که با راهنمایی‌ها و داوری‌های ارزندهٔ خویش بر اعتلای علمی نشریه افزوده‌اند؛ از آن‌ها سپاسگزاری کنند.

۱. دکتر رویا آفتاب: دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج
۲. دکتر سعید ایمانی: استادیار دانشگاه شهید بهشتی
۳. فرزین حق‌نظری: دانشجوی دکترا دانشگاه شهید بهشتی
۴. دکتر مهدی خانجانی: استادیار دانشگاه علامه طباطبائی
۵. آقای محمود خزائی: دانشجوی دکترا دانشگاه شهید بهشتی
۶. دکتر عباس ذبیح‌زاده: استادیار دانشگاه شهید بهشتی
۷. دکتر امید شکری: استادیار دانشگاه شهید بهشتی
۸. خانم مریم فلاحت‌پیشه: دانشجوی دکترا دانشگاه شهید بهشتی
۹. دکتر وحید نجاتی: استاد دانشگاه شهید بهشتی
۱۰. دکتر مریم هدایتی: دکترا دانشگاه شهید بهشتی

فصلنامهٔ علمی- پژوهشی روان‌شناسی کاربردی، دورهٔ ۱۵، شمارهٔ ۲ (۵۸)، تابستان ۱۴۰۰
Quarterly of Applied Psychology, Vol. 15, No. 2 (58), Summer 2021
ISSN: 2008- 4331- eISSN: 2645- 3541

فهرست عناوین

• **اثر ادراک از روابط والدینی، رابطهٔ معلم- دانش‌آموز و بهترین اهداف شخصی بر سرزندگی تحصیلی**
الهه حجازی و فهیمه عباسی ۲۰۵-۱۷۹

• **خودپنداره و تنظیم فاصلهٔ بینافردی در روابط نزدیک: مطالعه‌ای با آزمون فاصلهٔ بینافردی مطبوع**
مصطفی عبدولی و عباس ذبیح‌زاده ۲۲۵-۲۰۷

• **ساخت، رواسازی و تعیین پایایی پرسشنامهٔ اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان پسر مقطع ابتدایی شهر تبریز بر اساس DSM-5***
آیدین معتمدین، سیّدداود حسینی‌نسب و مرضیه علیوندی وفا ۲۴۸-۲۲۷

• **اثربخشی آموزش خودکنترلی هیجانی بر مدیریت تعارضات بین فردی و راهبردهای مسئله‌گشایی در میان زنان دارای مشکلات زناشویی**
فاطمه شیرمحمدی، طاهره الهی و لقمان ابراهیم ۲۷۱-۲۴۹

• **ویژگی‌های روانسنجی مقیاس استرس آسیب‌زا کوید-۱۹ (CTSS) در جامعهٔ ایرانی**
شیما پاشا، صادق نصری و مهدی مولایی یساولی ۲۹۵-۲۷۳

• **بررسی اثربخشی درمان صمیمیت از درون به برون (IFIO) در بهبود ارتباط ایمن زوجین**
نرگس حیدریان‌فر، خالد اصلانی، غلامرضا رجبی و عباس امان‌الهی ۳۱۷-۲۹۷

• **نقش تعدیل‌کننده شخصیت نوع D در رابطه بین نشانگرهای زیستی و شدت تنگی عروق کرونری**
معصومه درویشی‌لرد، محمدعلی بشارت، علی زاهدمهر و حجت‌اله فراهانی ۳۴۲-۳۱۹

Quarterly of Applied Psychology, Vol. 15, No. 2 (58), Summer 2021, 179-205

ISSN: 2008-4331- eISSN: 2645- 3541

Research Article

The Effect of Perceived Parental Relationships, Teacher-Student Relationship and Personal Best Goals on Academic Buoyancy

E. Hejazi[1] & F. Abbasi[2*]

1. Associate Professor, Department of Educational Psychology and counseling, Faculty of Psychology and educational sciences, University of Tehran, Tehran, Iran.
2. PhD Candidate in Educational Psychology, Faculty of Psychology and educational sciences, University of Tehran, Tehran, Iran. Email: abbasi.fahimeh@ut.ac.ir

Received: 28 February 2020

Accepted: 15 June 2021

Abstract

Aim: This study aimed to investigate the effect of perceived parental relationships, teacher-student relationship and personal best goals on academic buoyancy. **Method:** Therefore, 600 secondary high school girl students completed personal best goals questionnaire of Martin (2006), academic buoyancy questionnaire of Dehganizadeh and Hoseinchari (2012), perceived parental relationship questionnaire of Gronik et al. (1997) and Teacher as Social Context Questionnaire (TASCQ) of Belmont, et al. (1992). Multilevel Structural Equation Modeling (MSEM) was used for analyzing data. **Results:** In between group level perceived parental relationship and teacher-student relationship positively predict students` personal best goals, which in turn the best personal goals positively related to students' academic buoyancy. Also, there was a significant indirect inter-cluster effect of perceived parental relationship and perceived teacher-student relationship. The direct inter-classroom perception of parental relationships on academic buoyancy was significant, but this effect was insignificant for perceived teacher-student relationship, suggesting that students' personal best goals completely meditate relationship between inter-classroom perceptions of teacher-student relationships and academic buoyancy. 27.19% of variance in academic buoyancy at student level was explained by individual level variable and 78.67% of variance in academic buoyancy at class level was explained by contextual variable. **Conclusion:** Guiding students towards personal best goals orientation by teachers and creating a supportive atmosphere in the family by parents can improve students' academic buoyancy.

Key words: *Perceived Parental Relationships, Teacher-Student Relationship, Personal Best Goals, Academic Buoyancy*

Citation: Hejazi, E., & Abbasi, F. (2021). The Effect of Perceived Parental Relationships, Teacher-Student Relationship and Personal Best Goals on Academic Buoyancy. *Quarterly of Applied Psychology, 15(2):170-205.*

فصلنامهٔ علمی- پژوهشی روان‌شناسی کاربردی، دورهٔ ۱۵، شمارهٔ ۲ (۵۸)، تابستان ۱۴۰۰، ۲۰۵-۱۷۹
ISSN: 2008-4331- eISSN: 2645- 3541

مقاله پژوهشی

اثر ادراک از روابط والدینی، رابطهٔ معلم- دانش‌آموز و بهترین اهداف شخصی بر سرزندگی تحصیلی

الهه حجازی[۱] و فهیمه عباسی[۲*]

۱. .دانشیار، گروه روان‌شناسی تربیتی و مشاوره، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

۲. دانشجوی دکترا روان‌شناسی تربیتی، گروه روان‌شناسی تربیتی و مشاوره، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران. ایمیل: abbasi.fahimeh@ut.ac.ir

دریافت مقاله: ۹۸/۱۲/۰۹
پذیرش مقاله: ۱۴۰۰/۰۳/۲۵

چکیده

هدف: پژوهش حاضر با هدف آزمون اثر ادراک از روابط والدینی، ادراک از رابطهٔ معلم-دانش‌آموز و بهترین اهداف شخصی بر سرزندگی تحصیلی صورت گرفت. **روش:** ۶۰۰ دانش‌آموز دورهٔ متوسطه پرسشنامه‌های بهترین اهداف شخصی مارتین (۲۰۰۶)، سرزندگی تحصیلی دهقانی‌زاده و حسین‌چاری (۱۳۹۱)، ادراک از روابط والدینی گرونیک و همکاران (۱۹۹۷) و پرسشنامهٔ معلم به عنوان بافت اجتماعی بیلمونت و همکاران (۱۹۹۲) را پاسخ دادند. جهت تحلیل داده‌ها از مدل‌یابی معادلات ساختاری چندسطحی (MSEM) استفاده شد. **یافته‌ها:** در سطح بین‌گروهی ادراک از روابط والدینی و ادراک از رابطهٔ معلم-دانش‌آموز به طور مثبت قادر به پیش‌بینی بهترین اهداف شخصی دانش‌آموزان بودند که به نوبهٔ خود بهترین اهداف شخصی به طور مثبت به سرزندگی تحصیلی مرتبط بود. هم‌چنین اثر غیرمستقیم بین‌خوشه‌ای ادراک از روابط والدینی و ادراک از رابطهٔ معلم- دانش‌آموز معنادار بدست آمد. اثر مستقیم بین کلاسی ادراک از روابط والدین بر سرزندگی تحصیلی معنادار ولی این اثر برای ادراک از رابطه معلم-دانش‌آموز غیرمعنادار بدست آمد و حاکی از آن است که بهترین اهداف شخصی دانش‌آموزان به طور کامل رابطهٔ بین کلاسی ادراک از رابطه معلم- دانش‌آموز با سرزندگی تحصیلی را میانجی‌گری می‌کند. ۲۷/۱۹ درصد از واریانس سرزندگی تحصیلی در سطح دانش‌آموز توسط متغیر سطح فردی و ۷۸/۶۷ درصد از واریانس آن در سطح کلاس توسط متغیر بافتی تبیین شد. **نتیجه‌گیری:** هدایت دانش‌آموزان به سوی جهت‌گیری هدفی بهترین اهداف شخصی توسط معلمان و ایجاد جو حمایتی در خانواده توسط والدین می‌تواند سرزندگی تحصیلی دانش‌آموزان را ارتقا بخشد.

کلید واژه‌ها: *ادراک از روابط والدینی، ادراک از رابطه معلم- دانش‌آموز، بهترین اهداف شخصی، سرزندگی تحصیلی*

استناد به این مقاله: حجازی، الهه.، و عباسی، فهیمه. (۱۴۰۰). اثر ادراک از روابط والدینی، رابطه معلم- دانش‌آموز و بهترین اهداف شخصی بر سرزندگی تحصیلی. *فصلنامهٔ علمی- پژوهشی روان‌شناسی کاربردی*، ۱۵ (۲ پیاپی ۵۸): ۲۰۵-۱۷۹.

مقدمه

چالش‌ها، موانع و شکست‌های تحصیلی بخشی از واقعیت‌های زندگی روزمرهٔ دانش‌آموزان را در مدرسه تشکیل می‌دهد. باور دانش‌آموزان به اینکه آن‌ها می‌توانند به‌طور سازگارانه با فشارها، چالش‌ها و موانع تحصیلی مواجه شوند، توسط مارتین و مارش (۲۰۰۸) با عنوان سرزندگی تحصیلی[1] مفهوم‌سازی شده است. پوتواین، کونورس، سیمز و داگلاس- اسبورن (۲۰۱۲) سرزندگی تحصیلی را پاسخ مثبت، سازنده و انطباقی به انواع چالش‌ها و موانع معمول و روزمره که در جایگاه‌های آموزشی تجربه می‌شود، تعریف کرده‌اند. سرزندگی تحصیلی، به عنوان یکی از سازه‌های کلیدی روان‌شناسی مثبت[2]، از جمله شاخص‌های مهم در یادگیری موفق و ثمربخش است (فریلیچ و شیچتمن، ۲۰۱۰) که توان پیش‌بینی پیشرفت تحصیلی (مارتین، ۲۰۱۴؛ پاتوین و دالی، ۲۰۱۳؛ فولادی، کجباف و قمرانی، ۱۳۹۷)، خودکارآمدی تحصیلی (ساریکام، ۲۰۱۵؛ فولادی و همکاران، ۱۳۹۷؛ مرادی، دهقانی‌زاده و سلیمانی‌خشاب، ۱۳۹۴؛ دهقانی‌زاده و حسین‌چاری، ۱۳۹۱)، اشتیاق تحصیلی، دلبستگی به مدرسه، عزت نفس بالا (مارتین و مارش، ۲۰۰۶) و هم‌چنین غیبت تحصیلی (مارتین و مارش، ۲۰۰۸)، فرسودگی مدرسه (ساریکام، ۲۰۱۵) و اضطراب امتحان (پوتوین، کونورس، سیمس و دوگلاس-اسبورن، ۲۰۱۲) پایین را دارد. با توجه به اهمیت این سازهٔ روانشناختی، شناسایی پیشایندهای آن مورد توجه بوده و پژوهشهای مختلفی (ویمن، ۲۰۰۲؛ فین و راک، ۱۹۹۷؛ مک‌میلان و رید، ۱۹۹۴؛ الوا، ۱۹۹۱؛ گونزالز و پادیلا، ۱۹۹۷؛ مستن و کاتسورث، ۱۹۹۸) به بررسی نقش عوامل فردی و بافتی در این زمینه پرداخته‌اند.

از جمله عوامل فردی که بررسی نقش آن در پیش‌بینی سرزندگی تحصیلی مهم بنظر می‌رسد، بهترین اهداف شخصی[3] است. بهترین اهداف شخصی یکی از سازه‌هایی است که اخیراً در حوزهٔ اهداف ارائه شده است و به عنوان اهداف خاص، چالش‌انگیز و اهداف رقابتی که معطوف به خود شخص است، شامل سطحی از عملکرد، راهبردها یا تلاش‌ها است که فراتر از عملکرد خود فرد در گذشته می‌باشد (مارتین، ۲۰۰۶). به عبارت دیگر بهترین اهداف شخصی تلاش فرد برای داشتن عملکردی بهتر از قبل و بهتر بودن با توجه به ملاک خود-مرجعی[4] تعریف می‌شود. بهترین اهداف شخصی دانش‌آموزان را تشویق می‌کند تا بر پیشرفت شخصی و بر پیشی گرفتن از تلاش‌های پیشین خود تمرکز کنند تا پیشی گرفتن از تلاش‌های دیگران و یا حتی دستیابی به ملاک‌های از پیش تعیین شده (مارتین و الیوت، ۲۰۱۶). مارتین و لیم (۲۰۱۰) نشان دادند پشتکار پیش‌بین معنادار سرزندگی تحصیلی و سایر سازه‌های انگیزشی مهم (نظیر خودکارآمدی

1. academic buoyancy
2. positive psychology
3. personal best goals
4. self-referenced

و برنامه‌ریزی) است. از دیدگاه بهترین اهداف شخصی پشتکار بالا پیامد زمانی است که دانش‌آموزان جهت‌گیری بهترین اهداف شخصی دارند. با در نظر گرفتن رابطهٔ بین بهترین اهداف شخصی و پشتکار و سرزندگی تحصیلی، در نظر گرفتن رابطهٔ بین بهترین اهداف شخصی و سرزندگی تحصیلی منطقی خواهد بود. شواهد تجربی نیز از وجود چنین رابطه‌ای حمایت می‌کند. لیم، گینس، مارتین، استون و هریت (۲۰۱۲) طی پژوهشی نشان دادند بهترین اهداف شخصی، یادگیری عمیق در دانش‌آموزان، اشتیاق تحصیلی، سرزندگی تحصیلی، رابطهٔ مثبت معلم و نگرش مثبت به مشارکت همسالان را به طور معناداری پیش‌بینی می‌کند. نتایج پژوهش یو و مارتین (۲۰۱۴) نیز نشان می‌دهد اهداف تبحری و بهترین اهداف شخصی بخش قابل توجهی از واریانس انگیزش، درگیری تحصیلی و سرزندگی تحصیلی را در دانش‌آموزان تبیین می‌کند. با توجه به اینکه تحقیقات نشان داده است که بهترین اهداف شخصی نسبت به اهداف تبحری و عملکردی قادر به تبیین واریانس بالاتری برای پیش‌بینی نتایج و پیامدهای تحصیلی است (مارتین، ۲۰۱۵؛ یو و مارتین، ۲۰۱۴) و پژوهشی در داخل کشور نقش بهترین اهداف شخصی را در پیش‌بینی سرزندگی تحصیلی مورد توجه قرار نداده است، مطالعهٔ این مورد حائز اهمیت بنظر می‌رسد.

از طرفی پژوهشگران معتقدند روابط بین‌فردی با اهدافی که دانش‌آموزان دنبال می‌کنند، ارتباط معناداری دارد (مائهر، زاشو، ۲۰۰۹؛ مارتین و داوسون، ۲۰۰۹). ریان و دسی (۲۰۰۰) در نظریهٔ خودتعیین‌گری انسان را موجودی فعال، دارای نیازهای روانشناختی ویژه، انگیزه‌ای درونی برای رفع نیازهای خود و گرایشی ذاتی برای تسلط بر محیط پیرامون خود می‌دانند که بهزیستی او در گرو ارضای سه نیاز ذاتی، بنیادی و جهان شمول خودمختاری (انتخاب آزادانه اعمال)؛ شایستگی (تسلط بر اعمال) و احساس ارتباط (برقراری رابطه با افراد مهم زندگی و برخورداری از حمایت آنان) است. بافت و محیطی که با حمایت خود به ارضای این نیازهای روانشناختی کمک کند، زمینهٔ دستیابی به سطوح بالای بهزیستی روانشناختی و عملکرد بهینهٔ انسان را در افراد فراهم می‌نماید (گرولنیک، دسی و ریان، ۱۹۹۷). نظریهٔ خودتعیین‌گری بیان می‌کند که روابط مثبت با افراد مهم به احتمال زیاد موجب درونی شدن ارزش‌ها و باورهای آنان می‌شود (دسی و ریان، ۲۰۱۲؛ ونستین‌کیسته، نیمیک و سننز، ۲۰۱۰). وقتی افراد مهم پیشرفت تحصیلی را ارج می‌نهند (نظیر معلمان و والدین)، ارزش پیشرفت تحصیلی به احتمال زیاد در دانش‌آموزان درونی‌سازی می‌شود که این فرآیند درونی‌سازی به تعیین و تحقق یافتن بهترین اهداف شخصی کمک می‌کند. در این راستا کلی، مارتین، پاپورث و گینس (۲۰۱۵) با انجام پژوهشی در بین ۳۲۳۲ دانش‌آموز رده سنی ۱۹-۱۱ سال نشان دادند روابط مثبت با معلمان و والدین (به عنوان

یک نیاز روانشناختی بنیادین) با بهترین اهداف شخصی و درگیری تحصیلی ارتباط دارد. نتایج پژوهش بوندیک و تیری (۲۰۱۴) نیز در زمینهٔ نقش حمایت معلم در هدف‌گزینی و تحول مثبت نوجوانان حاکی از آن است که ادراک دانش‌آموزان از حمایت معلم قادر به پیش‌بینی هدف‌مندی و تحول مثبت آنان است. به عبارتی می‌توان گفت بافت‌های حمایت‌گر با افزایش اعتماد به نفس دانش‌آموزان، آن‌ها را در جهت بهبود اهداف خود نسبت به گذشته تشویق می‌کنند و باعث می‌شود تا تلاش خود را در جهت یادگیری و پیروی از اهداف خود بیشتر کنند (ونتزل، ۱۹۹۹).

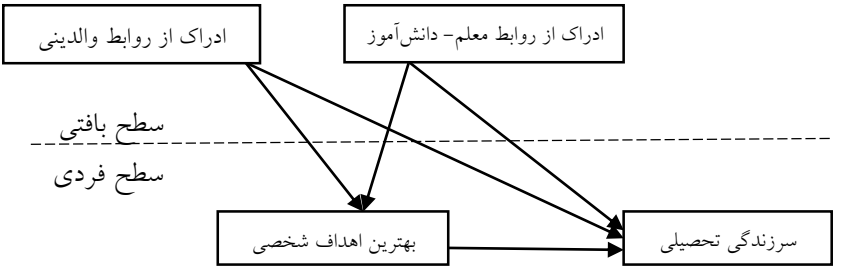
هم‌چنین یافته‌های پژوهشی حاکی از آن است که بافت‌های حمایت‌گر ظرفیت دانش‌آموزان را برای مقابله موثر با موانع تحصیلی، چالش‌ها و شکست‌های تحصیلی ارتقاء می‌بخشد. دهقانی‌زاده و حسین‌چاری (۱۳۹۱) طی پژوهشی نشان دادند دانش‌آموزانی که در خانواده روابط گرم و صمیمی و آزادی در بیان احساسات دارند، اعتماد به نفس خوبی دارند و از مواجهه با مسائل چالش‌برانگیز واهمه ندارند. این دانش‌آموزان از توانایی انطباق، سازگاری، حل مساله و تصمیم‌گیری مناسب‌تری در حوزه تحصیلی یا به عبارتی از سرزندگی تحصیلی بالاتری برخوردارند. پژوهشگران هم‌چنین بر مجموعه‌ای از ویژگی‌های مدرسه که به عنوان مکانیسم‌ها و فرآیندهای محافظت کننده در برابر چالش‌ها و موانع تحصیلی در مدرسه بنظر می‌رسند، تاکید کرده‌اند. از جمله پژوهشگران بر حضور معلمان مراقب و حمایت‌گر تاکید کرده‌اند (برنارد، ۱۹۹۱؛ میلستین و هندرسون، ۱۹۹۶؛ ورنر و اسمیت، ۱۹۸۹). مارتین و مارش (۲۰۰۸) و شیخ‌الاسلامی و طاهری (۱۳۹۶) نیز وجود روابط مثبت معلم- دانش‌آموز در مدرسه را پیش‌بینی کنندهٔ بخش قابل توجهی از واریانس سرزندگی تحصیلی عنوان کرده‌اند.

در مجموع با توجه به آنچه بیان شد می‌توان گفت ماهیت عوامل موثر بر سرزندگی تحصیلی بافتی و فردی است. ونتزل و همکاران (۲۰۱۷) معتقدند که جهت‌گیری‌های هدفی، انگیزش و ارزش‌های تحصیلی دانش آموزان باید در سطح کلاس و متغیرهای مهم ان از جمله روابط با معلم مورد توجه قرار گیرد. به عبارت دیگر دانش‌آموز (متغیر فردی) تحت تأثیر متغیرهای سطح کلاس قرار دارد. هم‌چنین با توجه به یافته‌های پژوهشی می توان گفت که سرزندگی متغیری فردی است که تحت تأثیر متغیرهای سطح بافتی از جمله ادراک از روابط با معلم از یکسو و ادراک از روابط والدینی از سوی دیگر قرار دارد. بدین معنا که برخی متغیرها دانش‌آموزان را توصیف می‌کنند و خود این دانش‌آموزان نیز در درون واحدهای بزرگتر (خانواده و کلاس) گروه‌بندی شده‌اند. لذا بررسی سطوح مختلف و تأثیر هر یک از سطوح بر سرزندگی تحصیلی دانش‌آموزان مفید بنظر می‌رسد. هم‌چنین پژوهش حاضر در نظر دارد نقش واسطه‌ای بهترین اهداف شخصی را در رابطه بین عوامل بافتی (ادراک از روابط والدینی و ادراک از روابط معلم- دانش‌آموز) و

سرزندگی تحصیلی مدنظر قرار دهد. یو و مارتین (۲۰۱۴) نشان دادند که بهترین اهداف شخصی قادر به تبیین واریانس سرزندگی تحصیلی است و از طرفی کلی، مارتین، پاپورث و گینس (۲۰۱۵) به تأثیر عوامل بافتی بر بهترین اهداف شخصی تأکید کردند. بنابراین بنظر می رسد که بهترین اهداف شخصی بتواند نقش واسطه‌ای را میان متغیرهای بافتی و سرزندگی تحصیلی داشته باشد.

بررسی اثر واسطه‌ای یا میانجی در داده‌های سلسله مراتبی نیز موضوعی است که کمتر مورد بررسی قرار گرفته است بر همین اساس الگوی شماره ۱ ارائه شده است. با توجه به الگوی مفهومی پیش بینی می شود که متغیرهای سطح بافتی با واسطه متغیر سطح فردی قادر به تبیین سرزندگی تحصیلی باشند؟

سؤالاتی که در این رابطه مطرح می شود عبارت است از: تا چه میزان متغیرهای بافتی و فردی قادر به پیش‌بینی متغیر سرزندگی تحصیلی هستند؟ سهم هریک چه میزان است؟



شکل۱. مدل‌های چندسطحی پژوهش

روش

روش اجرای پژوهش حاضر توصیفی (غیرآزمایشی) و طرح پژوهش همبستگی از نوع تحلیل چندسطحی (دوسطحی) است. جامعهٔ آماری پژوهش را کلیهٔ دانش‌آموزان دختر دورهٔ دوم متوسطه (سال‌های دوم و سوم دبیرستان) در رشته‌های تحصیلی علوم انسانی، علوم تجربی و علوم ریاضی ناحیه ۳ شهر تبریز در سال تحصیلی ۹۸-۹۷ تشکیل می‌دادند. روش نمونه‌گیری، خوشه‌ای بود بدین صورت که از بین مدارس آموزش و پرورش ناحیه سه تبریز، چهار مدرسه به‌صورت تصادفی انتخاب شدند. سپس از هر مدرسه پنج کلاس از رشته‌های تحصیلی علوم انسانی، علوم تجربی و علوم ریاضی انتخاب و پرسشنامه‌های پژوهش در بین دانش‌آموزان این ۲۰ مدرسه توزیع شدند. در مجموع ۶۰۰ پرسشنامه وارد تحلیل شد. انتخاب تعداد کلاس‌ها و تعداد دانش‌آموزان با توجه به حجم نمونه لازم برای تحلیل داده‌هایی که در بیش از یک سطح در اینجا

(دو سطح کلاس و دانش‌آموز) سازماندهی شده‌اند، صورت گرفت. وجود حداقل ۲۰ گروه برای سطح دو و ۳۰ مورد برای هر گروه در موقعیت‌های آموزشی در این نوع تحلیل توصیه شده است (اشنایدر و بوسکر، ۲۰۱۲؛ مس و هوکس، ۲۰۰۵). ملاک ورودی شامل تحصیل در دورهٔ دوم متوسطهٔ رشته‌های علوم نظری و ملاک خروجی عدم پاسخگویی به کل سؤالات پرسشنامه‌ها بود.

ابزار پژوهش

۱. پرسشنامهٔ بهترین اهداف شخصی[1]: در پژوهش حاضر به منظور اندازه‌گیری بهترین اهداف شخصی دانش‌آموزان از مقیاس تهیه شده توسط مارتین (۲۰۰۶) که در یک طیف لیکرت پنج درجه‌ای از کاملا مخالفم (۱) تا کاملا موافقم (۵) تهیه شده است، استفاده شد. این پرسشنامه دارای ۴ مؤلفه اهداف خاص (من اهداف مشخصی را تعیین کرده‌ام تا در مدرسه به آن‌ها دست یابم)، اهداف چالش برانگیز (من برای خودم اهداف چالشی در تکالیف مدرسه تعیین می‌کنم)، اهداف خودارزیابی رقابتی (بیشتر از آن که با آن که با سایر دانش‌آموزان در رقابت باشم، با خودم رقابت می‌کنم) و اهداف خودبهبودی (زمانی که تکالیف مدرسه‌ام را انجام می‌دهم تلاش می‌کنم بهتر از قبل عمل کنم) است که هر مؤلفه ۴ گویه دارد. جهت بررسی برازش ساختار چهار عاملی مفروض پرسشنامه با داده‌ها از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. نتایج شاخص‌های برازندگی $\chi^2/df=$ ۲/۳۸، RMSEA= ۰/۰۷، GFI= ۰/۹۵ و NFI= ۰/۹۲ را به دست داد که در دامنهٔ قابل قبولی قرار دارند و وجود چهار عامل فوق تأیید شد. سازندگان این پرسشنامه ضریب آلفای کرونباخ محاسبه شده برای پرسشنامه را ۰/۹۰ گزارش کرده‌اند. ضریب آلفای پرسشنامه در پژوهش حاضر برای کل پرسشنامه و خرده مقیاس‌های اهداف خاص، اهداف چالش برانگیز، اهداف خودارزیابی رقابتی و اهداف خودبهبودی به ترتیب ۰/۸۸، ۰/۷۴، ۰/۷۰، ۰/۷۸، ۰/۷۹ بدست آمد.

۲. پرسشنامهٔ سرزندگی تحصیلی[2]: دهقانی‌زاده و حسین‌چاری (۱۳۹۱) پرسشنامهٔ سرزندگی تحصیلی را با الگوگیری از مقیاس سرزندگی تحصیلی مارتین و مارش (۲۰۰۶) که دارای ۴ گویه است، توسعه دادند. این ابزار دارای ۹ گویه است و درجهٔ موافقت یا مخالفت پاسخ‌دهنده را در یک طیف لیکرت پنج‌درجه‌ای از ۱ (کاملاً مخالف) تا ۵ (کاملاً موافق) می‌سنجد. حاصل جمع نمرات هر فرد در مجموع ۹ گویه، یک نمره کلی برای او به دست می‌دهد که نشان‌دهندهٔ میزان سرزندگی تحصیلی او است. به این ترتیب نمرهٔ محتمل برای هر فرد، بین ۹ تا ۴۵ خواهد بود. دهقانی‌زاده و حسین‌چاری (۱۳۹۱) برای احراز روایی این پرسشنامه از تحلیل مؤلفهٔ اصلی استفاده

[1]. personal best goals questionnaire

[2]. academic buoyancy questionnaire

و روایی ابزار را تأیید کرده‌اند. هم‌چنین اعتبار این ابزار با استفاده از روش آلفای کرونباخ و بازآزمایی به ترتیب ضرایب ۰/۸۰ و ۰/۷۳ را بدست داده است. در پژوهش حاضر تحلیل عاملی تأییدی این مقیاس شاخص‌های برازش χ^2/df= ۲/۲۳ ، RMSEA= ۰/۰۳ ، GFI= ۰/۹۵ و ۰/۹۵ =NFI را به دست داد که در دامنهٔ قابل قبولی قرار دارند و روایی ابزار تأیید شد. هم‌چنین ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۳ برای این پرسشنامه بدست آمد که حاکی از پایا بودن ابزار دارد.

۳. پرسشنامهٔ ادراک از روابط والدینی[1]: در پژوهش حاضر به منظور اندازه‌گیری ادراک از روابط والدینی از پرسشنامهٔ ادراک والدین که توسط گرونیک و همکاران (۱۹۹۷) تهیه شده است، استفاده شد. این مقیاس ۴۲ سؤال دارد که ۲۱ سؤال آن مربوط به مادر و ۲۱ سؤال مربوط به پدر است. سؤال‌ها در دو نیمه برای پدر و مادر تکرار شده‌اند. آزمودنی‌ها براساس یک لیکرت ۷ درجه‌ای، میزان موافقت و مخالفت خود را با هر سؤال گزارش می‌کنند. این مقیاس شش خرده را می‌سنجد که شامل درگیری مادر، درگیری پدر، حمایت مادر از خودمختاری، حمایت پدر از خودمختاری، گرمی مادر و گرمی پدر است. قابلیت اعتماد این مقیاس در منبع اصلی با محاسبه آلفای کرونباخ ۰/۸۶-۰/۷۹ گزارش شده است. در پژوهش حاضر تحلیل عاملی تأییدی این مقیاس شاخص‌های برازندگی χ^2/df= ۲/۷۱ ، RMSEA= ۰/۰۷ ، GFI= ۰/۹۲ و ۰/۹۴ = AGFI را به دست داد که در دامنهٔ قابل قبولی قرار دارند و وجود سه عامل فوق تأیید شد. باباخانی، حجازی و پاشاشریفی (۱۳۹۶) در هنجاریابی این پرسشنامه در بین ۸۰۸ دانش‌آموزان دبیرستانی درگیری مادر ۰/۷۶، خودمختاری مادر ۰/۸۰، گرمی مادر ۰/۸۲، درگیری پدر ۰/۷۷، خودمختاری پدر ۰/۷۸، گرمی پدر ۰/۸۱ و کل ۰/۹۴ گزارش نموده‌اند. ضریب آلفای در پژوهش حاضر ۰/۸۹بدست آمد.

۴. ادراک از روابط معلم- دانش‌آموز[2]: برای اندازه‌گیری ابعاد ادراک از روابط معلم- دانش‌آموز از پرسشنامهٔ معلم به عنوان بافت اجتماعی که توسط بیلمونت، اسکینر، ول‌بورن و کانل (۱۹۹۲) تهیه شده است، استفاده شد. این ابزار سه بعد خودمختاری ادراک شده، ساختار ادراک شده و درگیری ادراک شده را به صورت مجزا می‌سنجد. هر خرده مقیاس دارای ۸ گویه می‌باشد. سازندگان آزمون، آلفای کرونباخ محاسبه شده برای بعد ساختار را ۰/۷۶، برای بعد درگیری ۰/۸۰ و برای بعد حمایت خودمختار ۰/۷۹ گزارش کرده‌اند. ضریب آلفای خودمختاری ادراک شده، ساختار ادراک شده و درگیری ادراک شده در پژوهش حاضر به ترتیب ۰/۷۷ ، ۰/۷۷ و ۰/۶۰ بدست آمد. هم‌چنین تحلیل عاملی تأییدی این پرسشنامه شاخص‌های χ^2/df= ۲/۳۸ ، ۰/۰۷ =

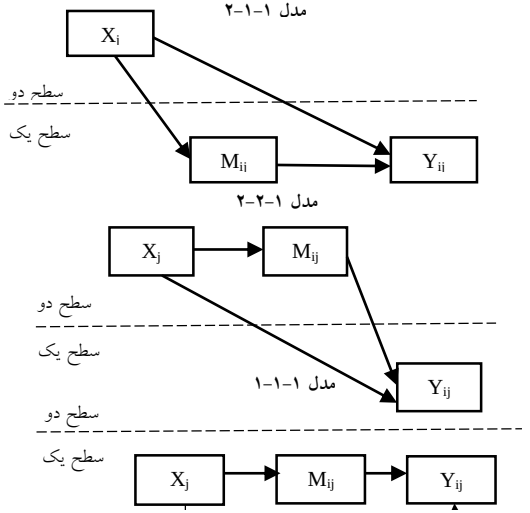
[1]. perceived parent relationship questionnaire

[2]. perceived teacher-student relationship questionnaire

RMSEA، ۰/۹۲ =GFI و ۰/۹۰ =NFI را به دست داد که در دامنهٔ قابل قبولی قرار دارند. ضریب پایایی ۰/۷۶ نیز برای این ابزار در پژوهش حاضر بدست آمد.

یافته‌ها

در پژوهش حاضر از مدل‌یابی معادلات ساختاری چندسطحی (MSEM)[1] جهت تحلیل داده‌ها و بررسی اثرات میانجی چندسطحی در داده‌های سلسله مراتبی موجود استفاده شد. مدل‌های میانجی چندسطحی[2] تأثیر غیرمستقیم یک متغیر مستقل را روی یک متغیر پیامد به واسطهٔ یک متغیر مداخله‌گر در داده‌های گروه‌بندی شده بررسی می‌کنند. این مدل‌ها بسته به سطح اندازه‌گیری متغیر پیشایند (X)، متغیر میانجی (M) و متغیر پیامد (Y) نامگذاری می‌شوند. اگر هر سه متغیر در سطح یک اندازه‌گیری شوند، مدل با عنوان ۱-۱-۱ و اگر پیشایند در سطح دو و متغیرهای میانجی و پیامد در سطح یک اندازه‌گیری شوند مدل با عنوان ۱-۱-۲ و اگر هر دو متغیر پیشایند و میانجی در سطح دو و متغیر پیامد در سطح یک اندازه‌گیری شود مدل با عنوان ۱-۲-۲ نامگذاری می‌شود. هر چند مدل‌های میانجی دیگری نیز ممکن است، این سه مدل مدل‌های متداول به کار رفته در پژوهش‌ها هستند (ژنگ، زیفور و پریچر، ۲۰۰۹). نمایش این سه مدل به صورت زیر است:



شکل۲. مدل‌های چندسطحی واسطه‌ای

[1]. Multilevel Structural Equation Modeling (MSEM)

[2]. multilevel mediation models

با توجه به اینکه در پژوهش حاضر متغیرهای پیشایند (ادراک از روابط والدینی و ادراک از روابط معلم- دانش‌آموز) در سطح دو اندازه‌گیری شده و متغیر میانجی (بهترین اهداف شخصی) و متغیر پیامد (سرزندگی تحصیلی) متغیرهای اندازه‌گیری شده‌ی سطح اول هستند، مدل پژوهش حاضر یک مدل میانجی چندسطحی ۱-۱-۲ با دو متغیر پیشایند، یک میانجی و یک پیامد خواهد بود.

در موقعیت‌هایی با داده‌های سلسله مراتبی شیوه‌های معمول موجود مبتنی بر روش رگرسیون خطی چندگانه برای بررسی اثرات میانجی (از جمله روش بارون و کنی، ۱۹۸۶) عمدتا به دلیل اینکه فرض استقلال خطاها در داده‌های گروه‌بندی شده نقض می‌شود، نامناسب هستند (پریچر، ژانگ و زیفور، ۲۰۱۱). به همین دلیل روش‌های متعددی جهت بررسی اثرات میانجی در داده‌های گروه‌بندی شده پیشنهاد شده است (از جمله پریچر، کوران و بوئر، ۲۰۰۶؛ آگوینیس، گاتفردسون و کالپپر، ۲۰۱۳؛ هافمن و گاوین، ۱۹۹۸) که از این میان روش مدل‌یابی معادلات ساختاری چندسطحی (MSEM) به دلیل فائق آمدن بر محدودیت‌های روش‌های دیگر برای بررسی اثرات واسطه‌ای در داده‌های گروه‌بندی شده توصیه شده است (پریچر و همکاران، ۲۰۱۰). مدل‌یابی معادلات ساختاری چندسطحی چهارچوبی بسیار انعطاف‌پذیر فراهم می‌آورد به طوری که روابط بسیار پیچیده از جمله اثرات غیرمستقیم بین متغیرهای پنهان و آشکار در تحلیل‌های میانجی در داده‌های گروه‌بندی شده می‌تواند مدل‌سازی شود. هم‌چنین این روش می‌تواند اثرات متغیرهای سطح فردی روی متغیرهای سطح گروهی، نظیر طرح‌های ۲-۲-۱ یا ۲-۱-۱، را مورد بررسی قرار دهد (هوکس، ۲۰۱۳؛ لاچویز، استربا و پریچر، ۲۰۱۵).

در پژوهش حاضر جهت تحلیل مدل میانجی چندسطحی موجود از نرم‌افزار Mplus 7.4 استفاده شد. پیش از بررسی مدل شاخص‌های توصیفی و همبستگی‌های دو متغیره محاسبه گردید. شاخص‌های توصیفی و همبستگی‌های دو متغیره متغیرهای پژوهش در جدول ۱ آورده شده است.

جدول۱. شاخص‌های توصیفی و همبستگی‌های دو متغیره متغیرهای پژوهش

	۱	۲	۳	۴
سطح فردی				
۱. سرزندگی تحصیلی	۱			
۲. بهترین اهداف شخصی	۰/۳۵**	۱		
سطح بافتی				
۳. ادراک از روابط والدینی	۰/۴۷**	۰/۴۹**	۱	
۴. ادراک از روابط معلم- دانش‌آموز	۰/۳۶**	۰/۳۰**	۰/۴۶**	۱
میانگین	۳۰/۲۷	۶۰/۵۱	۶۴/۴۱	۷۳/۸۹
انحراف استاندارد	۸/۹۲	۱۲/۸۲	۶/۰۹	۱۲/۶۸
کجی	-۰/۲۵	-۰/۲۵	-۰/۵۳	۰/۷۱
کشیدگی	-۰/۸۷	-۰/۵۶	-۰/۷۶	-۱/۳۴

**p<۰/۰۱

مندرجات جدول ۱ نشان می‌دهد همهٔ همبستگی‌های دو متغیره در سطح p<۰/۰۱ معنادار بوده و مقدار کجی و کشیدگی همهٔ متغیرها در بازه قابل قبولی (بین ۲- تا ۲+) بدست آمده‌اند و این حاکی از نرمال بودن توزیع متغیرهای پژوهش دارد.

نخستین گام در اجرای تحلیل چند سطحی بررسی وجود اثرات خوشه‌بندی یا گروه‌بندی معنادار است (توفیقی و تومس، ۲۰۱۴). این امر با محاسبهٔ ضریب همبستگی درون طبقه‌ای (ICC)[1] امکان‌پذیر است. تحلیل چندسطحی زمانی توصیه شده است که ضریب همبستگی درون طبقه‌ای متغیرهای درون‌گروهی، که برابر نسبت واریانس بین‌گروهی به کل واریانس است، مقدار قابل توجهی باشد. مقدار این ضریب در بازه صفر تا یک قرار دارد. در صورتی که هم‌بستگی درون طبقه‌ای (ρ) ناچیز باشد (کمتر از ۰/۰۵) بین گروه‌ها از نظر متغیر وابسته تفاوت معنادار وجود ندارد و استفاده از تحلیل چندسطحی غیرممکن خواهد بود (هوکس، ۲۰۱۳؛ گارسون، ۲۰۱۳؛ تاباکنیک و فیدل، ۱۳۹۵). لی (۲۰۰۰) نیز تحلیل چندسطحی را زمانی که مقدار این ضریب بزرگتر از ده درصد باشد، توصیه می‌کند. مقدار این ضریب در پژوهش حاضر برای سرزندگی تحصیلی ۰/۲۹۹ و برای متغیر بهترین اهداف شخصی ۰/۴۳۶ بدست آمد:

$$\rho = \tau_{00}/(\tau_{00} + \sigma^2)$$

ضریب همبستگی درون طبقه‌ای سرزندگی تحصیلی= ۲۳/۹۷۷/(۲۳/۹۷۷+۵۶/۱۰۳)=۰/۲۹۹

1. intraclass correlation coefficient

۷۱/۴۸۳/(۷۱/۴۸۳+۹۲/۶۵۳)=۰/۴۳۶ = ضریب همبستگی درون طبقه‌ای بهترین اهداف شخصی.

این نتایج حاکی از آن است که ۲۹/۹ درصد از تغییرات سرزندگی تحصیلی و ۴۳/۶ درصد از تغییرات بهترین اهداف شخصی دانش‌آموزان در بین گروهها قرار دارد و این مقادیر استفاده از تحلیل چندسطحی را ممکن می‌سازد.

گام بعدی در تحلیل مدل‌های واسطه‌ای چندسطحی که متغیر میانجی در سطح اول اندازه‌گیری شده است، مشخص کردن نوع مرکزی‌سازی[1] متغیر میانجی است. انتخاب نوع مرکزی‌سازی متغیر میانجی بستگی دارد به سؤالات پژوهشی و اینکه آیا متغیر میانجی بیانگر یک اندازه سطح کلاسی (سطح۲) است یا سطح دانش‌آموز (پیتوچ و استپلتون، ۲۰۱۲). در پژوهش حاضر از مرکزی‌سازی درون خوشه‌ای (CWC)[2] برای متغیر میانجی (بهترین اهداف شخصی) استفاده شد. هم‌چنین در یک مدل ۱-۱-۲ پژوهشگر نیاز دارد در خصوص اینکه رابطهٔ قسمت درون کلاسی مدل (در مدل پژوهش حاضر رابطهٔ بین بهترین اهداف شخصی و سرزندگی تحصیلی) ثابت در نظر گرفته خواهد شد یا می‌تواند به طور تصادفی تغییر کند، تصمیم بگیرد (توفیقی و تومس، ۲۰۱۴). در مدل حاضر به دلیل اینکه تمرکز بر اثرات بین کلاسی است، این شیب ثابت در نظر گرفته شد. شیب ثابت بدین معنا است که فرض می‌شود ضرایب رگرسیون درون کلاسی در بین کلاسها ثابت است. جهت برآورد مدل از روش برآورد بیشنهٔ درست نمایی مقاوم[3] استفاده شد. شاخص‌های برازش مدل که در جدول ۲ آمده است حاکی از برازش خوب مدل دارد.

جدول۲. شاخص‌های برازش مدل پژوهش

شاخص‌های برازش	خی دو	RMSEA (ریشه دوم میانگین خطای تقریب)	CFI (شاخص برازش تطبیقی)	TLI (شاخص توکر- لویس[4])	SRMR (ریشه دوم میانگین باقیمانده استاندارد شده)
مقدار	۲/۰۸۲ df=۱ P=۰/۱۴۹	۰/۰۴۲	۰/۹۸۶	۰/۹۰۴	بین گروهی (۰/۰۱۱) درون گروهی (۰/۰۲۷)

[1]. centering
[2]. centering within cluster
[3]. robust maximum likelihood. ۴،۱،۱
[4]. tucker-lewis Index

جدول ۳. برآورد اثرات مستقیم و غیرمستقیم بین‌گروهی ادراک از روابط والدین و ادراک از روابط معلم- دانش‌آموز بر سرزندگی تحصیلی با میانجی‌گری بهترین اهداف شخصی

روابط‌ها	ضریب (B)	خطای استاندارد (SE)	سطح معنی‌داری (p)
اثرات مستقیم			
بهترین اهداف شخصی بر سرزندگی تحصیلی	۰/۱۱۴	۰/۰۲۷	۰/۰۰۱
ادراک از روابط والدین بر سرزندگی تحصیلی	۰/۵۷۸	۰/۱۰۲	۰/۰۰۱
ادراک از روابط معلم- دانش‌آموز بر سرزندگی تحصیلی	۰/۰۳۶	۰/۰۶۰	۰/۵۴۶
ادراک از روابط والدینی بر بهترین اهداف شخصی	۰/۵۸۱	۰/۱۹۹	۰/۰۰۴
ادراک از روابط معلم- دانش‌آموز بر بهترین اهداف شخصی	۰/۳۶۳	۰/۰۶۹	۰/۰۰۱
اثرات غیرمستقیم			
اثر غیرمستقیم ادراک از روابط والدینی بر سرزندگی تحصیلی	۰/۰۶۶	۰/۰۲۵	۰/۰۰۹
اثر غیرمستقیم ادراک از روابط معلم- دانش‌آموز بر سرزندگی تحصیلی	۰/۰۴۱	۰/۰۱۱	۰/۰۰۱

نتایج برآورد که در جدول ۳ آمده است حاکی از آن است که در سطح بین‌گروهی ادراک از روابط والدینی (B=۰/۵۸۱, p<۰/۰۵) و ادراک از روابط معلم- دانش‌آموز (۰/۰۰۱>, B=۰/۳۶۳p) به طور مثبت قادر به پیش‌بینی بهترین اهداف شخصی دانش‌آموزان است که به نوبه‌ی خود بهترین اهداف شخصی دانش‌آموزان به طور مثبت به سرزندگی تحصیلی دانش‌آموزان مرتبط است (B= ۰/۱۱۴, p<۰/۰۰۱). هم‌چنین اثر غیرمستقیم بین‌خوشه‌ای ادراک از روابط والدینی (B=۰/۰۶۶, p<۰/۰۵) و ادراک از روابط معلم- دانش‌آموز (B=۰/۰۴۱, p<۰/۰۰۱) معنادار است. اثر مستقیم بین کلاسی ادراک از روابط والدین بر سرزندگی تحصیلی معنادار بوده (B=۰/۵۷۸, p<۰/۰۰۱) ولی این اثر برای ادراک از روابط معلم- دانش‌آموز غیرمعنادار بدست آمده (B=۰/۰۳۶, p>۰/۰۵) و حاکی از آن است که بهترین اهداف شخصی دانش‌آموزان به طور کامل رابطهٔ بین کلاسی ادراک از روابط معلم- دانش‌آموز با سرزندگی تحصیلی را میانجی‌گری می‌کند.

در پاسخ به این سؤال پژوهش که «تا چه میزان متغیرهای بافتی و فردی قادر به پیش بینی متغیر سرزندگی تحصیلی هستند؟» یک مدل دو سطحی با برونداد سرزندگی تحصیلی با استفاده از نرم‌افزار HLM 7.03 انجام گرفت که نتایج آن در جدول ۴ آمده است. در این مدل همهٔ

متغیرها به روش مرکزی‌سازی حول میانگین کل[1] وارد معادله شدند و جهت برآورد از روش برآورد بیشینهٔ درست‌نمایی کامل[2] استفاده شد. برای محاسبه‌ی واریانس تبیین شده در سطح اول و دوم از فرمول فرمول اشنایدر و بوسکر (۱۹۹۹، صص ۱۰۳-۱۰۲) در این زمینه استفاده شد. نتایج نشان داد که ۲۷/۱۹ درصد از واریانس سرزندگی تحصیلی در سطح دانش‌آموز توسط متغیر سطح فردی (بهترین اهداف شخصی دانش‌آموزان) و ۷۸/۶۷ درصد از واریانس سرزندگی تحصیلی در سطح کلاس توسط متغیر بافتی (ادراک از روابط والدین) تبیین می‌شود.

$$R_1^2 = 1 - \frac{\sigma^2(full) + \tau_0^2(full)}{\sigma^2(null) + \tau_0^2(null)}$$

$$1 - \frac{54.605 + 3.695}{56.103 + 23.977} = 0/2719$$

$$R_2^2 = 1 - \frac{\sigma^2(full)/B + \tau_0^2(full)}{\sigma^2(null)/B + \tau_0^2(null)}$$

$$1 - \frac{54.605/30 + 3.695}{56.103/30 + 23.977} = 0/7867$$

[1]. grand mean centered

2. full maximum likelihood

جدول ۴: ضرایب مدل چند سطحی با برونداد سرزندگی تحصیلی

	مدل صفر (مدل فقط شامل عرض از مبدا)	مدل ۱ (مدل عرض از مبدا تصادفی)	مدل ۲ (مدل میانگین‌ها به عنوان پیامد)
	B (SE)	B (SE)	B (SE)
اثرات ثابت			
عرض از مبدا (میانگین)	۳۰/۱۴۳***	۳۰/۱۹۳ ***	۳۰/۱۷۴***
	(۱/۱۳۷)	(۰/۹۷۲)	(۰/۵۲۵)
سطح۱			
بهترین اهداف شخصی		۰/۱۴۷ ***	۰/۱۱۳***
		(۰/۰۳۰)	(۰/۰۳۰)
سطح۲			
ادراک از روابط والدین			۰/۵۷۸***
			(۰/۱۰۴)
ادراک از روابط معلم- دانش‌آموز			۰/۰۳۶
			(۰/۰۵۲)
اثرات تصادفی			
واریانس سطح۲ (τ_{00})	۲۳/۹۷۷	۱۷/۰۷۳	۳/۶۹۵
	(۴/۸۶۹)	(۴/۱۳۱)	(۱/۹۲۲)
واریانس سطح۱ (σ^2)	۵۶/۱۰۳	۵۴/۶۱۵	۵۴/۶۰۵
	(۷/۴۹۰)	(۷/۳۹۰)	(۷/۳۸۹)
درجه آزادی	۱۹	۱۹	۱۷
خی دو	۲۷۰/۷۳۹	۲۰۳/۲۶۰	۶۰/۲۰۷
سطح معناداری	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
برازش مدل			
ضریب -۲LL	۴۱۷۱/۵۱۲	۴۱۴۹/۶۵۸	۴۱۲۴/۹۴۹
تعداد پارامترهای برآورده شده	۳	۴	۶
تغییرات در ضریب -۲LL		۲۱/۸۵۴	۲۴/۷۰۹
درجه آزادی		۱	۲
سطح معنی‌داری		<۰/۰۰۱	<۰/۰۰۱
ضریب پایایی برآورد	۰/۹۲۷	۰/۹۰۳	۰/۶۶۹

***p<۰/۰۰۱

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف آزمون اثر ادراک از روابط والدینی، ادراک از رابطهٔ معلم- دانش‌آموز و بهترین اهداف شخصی بر سرزندگی تحصیلی دانش‌آموزان صورت گرفت. نتایج نشان داد در سطح بین‌گروهی ادراک از روابط والدینی و ادراک از رابطهٔ معلم- دانش‌آموز به طور مثبت قادر به پیش‌بینی بهترین اهداف شخصی دانش‌آموزان است و بهترین اهداف شخصی به طور مثبت با سرزندگی تحصیلی دانش‌آموزان مرتبط است و ۲۷/۱۹ درصد از واریانس سرزندگی تحصیلی را در سطح دانش‌آموز تبیین می‌کند. به نظر می‌رسد آنچنان که ونتزل (۲۰۰۹) و مارتین و داوسون (۲۰۰۹) نیز اذعان می‌دارد معلمان نقش کلیدی در انگیزش و یادگیری دانش‌آموزان دارند و این امر نوع اهدافی که دانش‌آموزان دنبال می‌کنند را تحت تأثیر قرار می‌دهد (بنیتا، روث و دسی، ۲۰۱۴). کلی، مارتین، پاپورث و گینس (۲۰۱۶) نیز طی پژوهشی نشان دادند روابط بین‌فردی دانش‌آموزان بر بهترین اهداف شخصی و درگیری تحصیلی آنان تأثیر دارد. این پژوهشگران دریافتند که روابط بین‌فردی که در بافت مدرسه تقویت شود (روابط با همسالان و معلمان) بیشتر به بهترین اهداف شخصی دانش‌آموزان مرتبط است. تأثیر مثبت روابط بین‌فردی با بهترین اهداف شخصی در چارچوب نظریه خودتعیین‌گری قابل تبیین است. بهترین اهداف شخصی با توجه به توسعهٔ فردی شخصی دانش‌آموزان و توسط خود دانش‌آموزان تعیین می‌شود. به عبارتی بهترین اهداف شخصی خودمرجع و خودتعیین‌گر هستند. بافت‌های حمایتی و روابط مثبت بین‌فردی والدین و معلمان، زمینه را برای فعالیت‌های خودمرجع دانش‌آموزان فراهم می‌نمایند و زمانی که دانش‌آموزان احساس خودمختاری می‌کنند، انگیزش درون‌زاد، بهزیستی در مدرسه (سرزندگی تحصیلی) و پیامدهای مثبت دیگر را تجربه خواهند کرد (دسی و ریان، ۲۰۱۲). پژوهش‌های متعدد دیگر نیز نقش مثبت روابط بین‌فردی را در پیامدهای مثبت تحصیلی (منسا و کومسن، ۲۰۲۰؛ اویکونور و مک‌کارتنی، ۲۰۰۷؛ ونگ و برینک‌ورث و اکلز، ۲۰۱۳؛ اپناکر، مالانا و دن‌بروک، ۲۰۱۲؛ فورر و اسکینر، ۲۰۰۳؛ گلبچ، برینک‌ورث و هریس، ۲۰۱۲؛ اسکینر، فورر، مارچارد و کیندرمن، ۲۰۰۸) و اتخاذ اهداف قابل حصول و دسترس (مارتین و همکاران، ۲۰۰۹) نشان داده‌اند. در مجموع می‌توان گفت این یافته با اهمیت ارتباط بین ارضای نیازهای بنیادین روانشناختی و اهداف هم‌راستا می‌باشد (ونس‌تین‌کیست، لنس، الیوت، سننس و موراتیدیس، ۲۰۱۴). هم‌چنین پژوهش حاضر نشان داد که ادراک از روابط والدینی (درگیری والدین، حمایت از خودمختاری والدین و گرمی والدین) چه به صورت مستقیم و چه به صورت غیرمستقیم بر سرزندگی تحصیلی تأثیر دارد و ۷۸/۶۷ درصد از واریانس سرزندگی تحصیلی در سطح کلاس را تبیین می‌کند. عوامل مربوط به خانواده همواره به عنوان یکی از پیشایندهای مهم سرزندگی

تحصیلی مطرح بوده است (رهینسا، کایادی، دیجونیدی و ایسکندر، ۲۰۲۰؛ مک‌میلان و رید، ۱۹۹۴؛ ویمن، ۲۰۰۲؛ ویدانف و دونلی، ۱۹۹۹؛ فولادچنگ، جوکار و انجم شجاع، ۱۳۹۹). مارتین و مارش (۲۰۰۸) با مروری بر پژوهش‌های انجام یافته، عوامل پیش‌بین سرزندگی تحصیلی را در سه گروه دسته‌بندی کرده‌اند: عوامل روانشناختی شامل خودکارآمدی، کنترل، احساس هدفمندی و انگیزش. عوامل مدرسه‌ای شامل مشارکت در کلاس، آرزوهای تحصیلی، رضایت از مدرسه، ارتباط با معلمان، پاسخگویی معلم، بازخورد موثر معلم، ارزش‌های مدرسه، فعالیت‌های خارج از مدرسه، برنامه درسی چالش‌برانگیز. عوامل خانواده و همسال شامل حمایت خانواده، پیوند مثبت با بزرگسالان، شبکه غیررسمی از دوستان، تعهد همسالان به آموزش، فرزندپروری مسئولانه و ارتباط با سازمان‌های فرااجتماعی. در این میان گرولنیک (۲۰۰۹) معتقد است عوامل مربوط به خانواده به ویژه خودمختاری ادراک شده والدین نقش مهمی در تسهیل انگیزش درونی و فائق آمدن کودک بر چالش‌های تحصیلی دارد. تنهای رشوانلو و حجازی (۱۳۸۸) نیز طی پژوهشی نشان دادند حمایت از خودمختاری والدین به واسطه انگیزش خودمختار اثر مثبت بر پیامدهای تحصیلی دانش‌آموزان دارد. ابراهیمی‌بخت، یاراحمدی، اسدزاده و احمدیان (۱۳۹۷) نیز در پژوهش خود نتیجه گرفتند که خشنودی از نیازهای بنیادین روانشناختی، جهت‌گیری انگیزشی و یادگیری خودراهبر می‌تواند پیش‌بین مناسبی برای سرزندگی تحصیلی دانش‌آموزان باشد و با افزایش این سه متغیر می‌توان سرزندگی تحصیلی دانش‌آموزان را افزایش داد. در توضیح این یافته که نیازهای بنیادین روانشناختی می‌تواند سرزندگی تحصیلی را پیش‌بینی کند باید گفت که نیازهای بنیادین روانشناختی به ساختار عمیق روان انسان مرتبط هستند. آن‌ها به تمایلات ذاتی و همیشگی ما برای دستیابی به کارآمدی، ارتباط و پیوند اشاره دارند. از این‌رو وجود شرایط محیطی که موجب ارضای نیازهای بنیادین روانشناختی می‌شود، پیش‌بینی کنندهٔ مهمی برای پاسخگویی به این سؤال است که آیا افراد سلامت روان و سرزندگی مناسبی خواهند داشت (دسی و ریان، ۲۰۰۰). با توجه به اینکه ارضای نیازهای بنیادین روانشناختی به عنوان انرژی لازم برای کمک به درگیری فعال با محیط، پرورش مهارت‌ها و تحول سالم فرد در نظر گرفته می‌شود و این نیازها به صورت فطری در تمامی انسان‌ها وجود دارند و برای خودتنظیمی و بهزیستی روانشناختی افراد ضروری هستند (دسی و ریان، ۲۰۱۱)، یکی از پیشایندهای سرزندگی تحصیلی است و با ارضای این نیازها می‌توان انتظار داشت که سرزندگی تحصیلی که نوعی توانمندی برخورد با مسائل و مشکلات تحصیلی است، نیز افزایش یابد.

هم‌چنین تحلیل اثر غیرمستقیم نشان داد که بهترین اهداف شخصی نقش مهمی در اینکه چگونه روابط بین‌فردی با سرزندگی تحصیلی مرتبط است، ایفا می‌کند. برای تبیین این یافته

مجدد می‌توان به ماهیت خودتعیین‌گری بهترین اهداف شخصی اشاره کرد. بهترین اهداف شخصی بیشتر توسط خود دانش‌آمور هدایت می‌شوند تا توسط معلم به عبارتی دیگر این اهداف به دلایل خودمختار تعیین و هدایت می‌شوند تا به دلایل کنترل شده (ونستینکیستی، لنس، الیوت، سوننس و موراتیدیس، ۲۰۱۴). زمانی که دانش‌آموزان اهداف خودتعیین‌گر دارند انگیزش بیشتری برای دستیابی به اهداف تعیین شده دارند و در مقابل انواع چالش‌ها و موانعی که در این مسیر تجربه می‌کنند، استقامت بیشتر نشان می‌دهند. در این پژوهش نشان داده شد که ادراک از روابط والدینی که مبتنی بر خودمختاری، شایستگی و ارتباط است قادر به پیش‌بینی مستقیم سرزندگی تحصیلی است در حالی که این ارتباط مستقیم در مورد ادراک از روابط با معلم بدست نیامد. این یافته بیانگر آن است که سرزندگی تحصیلی که نوعی تاب‌آوری و مقابله با شرایط چالش‌برانگیز است با حمایت اولیه در خانواده قدرت گرفته و توسعه می‌یابد. این یافته نقش اولیهٔ والدین را در توسعه سرزندگی تحصیلی بخوبی نشان می‌دهد. از طرفی ادراک از روابطه با معلم با واسطه‌گری بهترین اهداف شخصی با سرزندگی ارتباط دارد. این یافته معرف آن است که معلم زمانی می‌تواند نقش مهمی در سرزندگی تحصیلی دانش‌آموزان داشته باشد که آنان را در جهت هدفمندی تشویق کند. ساختار حمایتی و انگیزشی کلاس درس می‌تواند دانش‌آموزان را به داشتن بهترین اهداف شخصی هدایت و از این طریق سرزندگی تحصیلی را ارتقا بخشد. بطور کلی می‌توان گفت که بهترین اهداف شخصی تحت تأثیر عوامل بافتی قرار دارند و می‌توانند سرزندگی تحصیلی را پیش‌بینی کنند. این یافته در بافت‌های آموزشی کاربرد مهمی دارد و معلمان را به اهمیت نقش خود در ایجاد ساختار حمایتی کلاس و هدایت دانش اموزان به سوی جهت‌گیری هدفی بهترین اهداف و سرزندگی تحصیلی آگاه‌تر می سازد. علاوه بر این مشخص شد که والدین با ایجاد جو حمایتی که فرزند در آن احساس خودمختاری و شایستگی دارد، می‌توانند به داشتن بهترین اهداف شخصی و در نهایت به سرزندگی تحصیلی او کمک کنند. یافته‌های این مطالعه به‌خوبی نشان داد که متغیر سطح کلاس نقش مهمی را در سرزندگی تحصیلی دانش‌آموزان ایفا می‌کند و متغیر بافتی سبکهای والدینی در تبیین بهترین اهداف شخصی بالاترین نقش را دارد. مشخص شدن بهترین اهداف شخصی به عنوان متغیر واسطه در این مطالعه حاکی از آن است که هدفمندی دانش‌آموز، تلاش برای بهتر شدن و خود-مرجع بودن می تواند منجر به ارتقای سرزندگی تحصیلی شود.

این مطالعه فقط در میان دختران انجام شده است و این امکان وجود دارد که نوع ادراک پسران از روابط والدینی و با معلم متفاوت از دختران باشد. لذا پیشنهاد می‌شود این مطالعه در هردو

جنس انجام شود تا مدل پیشنهادی این مطالعه قابل عرضه برای تمامی دانش‌آموزان فارغ از جنس باشد.

سپاسگزاری: نویسندگان این مقاله از کلیهٔ مسئولین مدیریت آموزش و پرورش ناحیه ۳ تبریز و کلیهٔ دانش‌آموزان شرکت کننده که در اجرای این پژوهش همکاری و مساعدت صمیمانه داشتند، سپاسگزاری می‌نمایند.

منابع

ابراهیمی بخت، حبیب اله؛ یاراحمدی، یحیی؛ اسدزاده، حسن و احمدیان، حمزه. (۱۳۹۷). اثربخشی برنامه آموزشی سرزندگی تحصیلی بر عملکرد تحصیلی، اشتیاق تحصیلی و سرزندگی تحصیلی دانش آموزان. *نشریه تدریس پژوهی، ۶(۲)، ۱۸۲-۱۶۳*. [پیوند]

تاباکنیک، باربارا جی؛ فیدل، لیندا اس (۱۳۹۵). *کاربرد آمار چند متغیری*. ترجمه ایزانلو، بلال؛ فرزاد، ولی الله؛ حسن‌آبادی، حمیدرضا، ابوالمعالی، خدیجه؛ حبیبی عسگرآباد، مجتبی. تهران: انتشارات رشد.

تنهای رشوانلو، فرهاد و حجازی، الهه. (۱۳۸۸). ارتباط ادراک از سبک فرزندپروری والدین با انگیزش تحصیلی و پیشرفت تحصیلی در دانش آموزان دبیرستانی. *دانشور رفتار، ۱۶(۳۹)، ۱۴-۱*. [پیوند]

دهقانی‌زاده، محمدحسین و حسین چاری، مسعود. (۱۳۹۱). سرزندگی تحصیلی و ادراک از الگوی ارتباطی خانواده؛ نقش واسطه ای خودکارآمدی. *مجله مطالعات آموزش و یادگیری، ۴(۲)، ۴۷-۲۱*. [پیوند]

شیخ الاسلامی، راضیه و طاهری، ژیلا. (۱۳۹۶). تبیین علی سرزندگی تحصیلی بر اساس دلبستگی به والدین و همسالان و تنظیم شناختی هیجان. *روش‌ها و مدل‌های روانشناختی، ۸(۲۹)، ۲۲-۱*. [پیوند]

فولادچنگ، محبوبه؛ جوکار، حمیدرضا و انجم شجاع، محمدرضا (۱۳۹۹). مهار روان‌شناختی والدین: پیش‌بینی مسئولیت‌پذیری شخصی و سرزندگی تحصیلی. *روان‌شناسی تحولی: روان‌شناسان ایرانی*، ۱۶(۶۴)، ۴۲۴-۴۱۱. [پیوند]

فولادی، اسما؛ کجباف، محمد باقر و قمرانی، امیر. (۱۳۹۵). اثربخشی آموزش سرزندگی تحصیلی بر معنای تحصیلی و عملکرد تحصیلی دانش‌آموزان دختر پایهٔ سوم دورهٔ اول متوسطه شهر مشهد. *فصلنامه علمی- پژوهشی، پژوهش در یادگیری آموزشگاهی و مجازی، ۴(۱۵)،۱۰۳-۹۳*. [پیوند]

مرادی، مرتضی؛ عباسعلی، سلیمانی خشاب؛ شهاب زاده، صدیقه؛ صباغیان بغدادآباد، حمید و دهقانی‌زاد، محمدحسین. (۱۳۹۵). آزمون ساختار عاملی و سنجش همسانی درونی نسخه‌ی ایرانی پرسشنامه‌ی بهزیستی تحصیلی. *فصلنامه اندازه گیری تربیتی، ۷(۲۶)، ۱۴۸-۱۲۳*. [پیوند]

Aguinis, H., Gottfredson, R. K., & Culpepper, S. A. (2013). Best-practice recommendations for estimating cross-level interaction effects using multilevel modeling. *Journal of Management*, *39*(6), 1490-1528. [link]

Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of personality and social psychology*, *51*(6), 1173. [link]

Belmont, M., Skinner, E., Wellborn, J., & Connell, J. (1992). Teacher as social context (TASC). Student report measures of teacher provision of involvement, structure, and autonomy support (Technical Report). Rochester, NY: University of Rochester.

Benita, M., Roth, G., & Deci, E. L. (2014). When are mastery goals more adaptive? It depends on experiences of autonomy support and autonomy. *Journal of Educational Psychology*, *106*(1), 258. [link]

Bernard, B. (1991). Fostering resiliency in kids: Protective factors in the family, school and community, 1991. Manuscrit non publié.

Bundick, M. J., & Tirri, K. (2014). Student perceptions of teacher support and competencies for fostering youth purpose and positive youth development: Perspectives from two countries. *Applied Developmental Science*, *18*(3), 148-162. [link]

Collie, R. J., Martin, A. J., Papworth, B., & Ginns, P. (2016). Students' interpersonal relationships, personal best (PB) goals, and academic engagement. *Learning and Individual Differences*, *45*, 65-76. [link]

Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2012). Motivation, personality, and development within embedded social contexts: An overview of self-determination theory. The Oxford handbook of human motivation, 85-107.

Finn, J. D., & Rock, D. A. (1997). Academic success among students at risk for school failure. *Journal of applied psychology*, *82*(2), 221. [link]

Freilich, R., & Shechtman, Z. (2010). The contribution of art therapy to the social, emotional, and academic adjustment of children with learning disabilities. *The Arts in psychotherapy*, *37*(2), 97-105. [link]

Furrer, C., & Skinner, E. (2003). Sense of relatedness as a factor in children's academic engagement and performance. *Journal of educational psychology*, *95*(1), 148. [link]

Garson, G. D. (2013). Introductory guide to HLM with HLM 7 software. *Hierarchical linear modeling: Guide and applications*, 55-96. [link]

Gehlbach, H., Brinkworth, M. E., & Harris, A. D. (2012). Changes in teacher–student relationships. *British Journal of Educational Psychology*, *82*(4), 690-704. [link]

Grolnick, W. S. (2009). The role of parents in facilitating autonomous self-regulation for education. *Theory and Research in Education*, *7*(2), 164-173. [link]

Grolnick, W. S., Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1997). Internalization within the family: The self-determination theory perspective. In J. E. Grusec & L.

Kuczynski (Eds.), *Parenting and children's internalization of values: A handbook of contemporary theory* (p. 135–161). John Wiley & Sons Inc. [link]

Hofmann, D. A., & Gavin, M. B. (1998). Centering decisions in hierarchical linear models: Implications for research in organizations. *Journal of Management*, *24*(5), 623-641. [link]

Hox, J. J. (2013). Multilevel regression and multilevel structural equation modeling. *The Oxford handbook of quantitative methods*, *2*(1), 281-294. [link]

Lachowicz, M. J., Sterba, S. K., & Preacher, K. J. (2015). Investigating multilevel mediation with fully or partially nested data. *Group Processes & Intergroup Relations*, *18*(3), 274-289. [link]

Lee, V. E. (2000). Using hierarchical linear modeling to study social contexts: The case of school effects. *Educational psychologist*, *35*(2), 125-141. [link]

Liem, G. A. D., Ginns, P., Martin, A. J., Stone, B., & Herrett, M. (2012). Personal best goals and academic and social functioning: A longitudinal perspective. *Learning and Instruction*, *22*(3), 222-230. [link]

Maehr, M. L., & Zusho, A. (2009). Achievement Goal Th eory: Th e Past, Present, and Future. *In Handbook of motivation at school* (pp. 91-118). Routledge. [link]

Martin, A. J. (2006). Personal bests (PBs): A proposed multidimensional model and empirical analysis. *British Journal of Educational Psychology*, *76*(4), 803-825. [link]

Martin, A. J. (2015). Implicit theories about intelligence and growth (personal best) goals: Exploring reciprocal relationships. *British Journal of Educational Psychology*, *85*(2), 207-223. [link]

Martin, A. J., & Dowson, M. (2009). Interpersonal relationships, motivation, engagement, and achievement: Yields for theory, current issues, and educational practice. *Review of educational research*, *79*(1), 327-365. [link]

Martin, A. J., & Elliot, A. J. (2016). The role of personal best (PB) goal setting in students' academic achievement gains. *Learning and Individual Differences*, *45*, 222-227. [link]

Martin, A. J., & Liem, G. A. D. (2010). Academic personal bests (PBs), engagement, and achievement: A cross-lagged panel analysis. *Learning and Individual Differences*, *20*(3), 265-270. [link]

Martin, A. J., & Marsh, H. W. (2006). Academic resilience and its psychological and educational correlates: *A construct validity approach. Psychology in the Schools*, *43*(3), 267-281. [link]

Martin, A. J., & Marsh, H. W. (2008). Academic buoyancy: Towards an understanding of students' everyday academic resilience. *Journal of school psychology*, *46*(1), 53-83. [link]

Masten, A. S., & Coatsworth, J. D. (1998). The development of competence in favorable and unfavorable environments: Lessons from research on successful children. *American psychologist*, *53*(2), 205. [link]

Masten, A. S., & Coatsworth, J. D. (1998). The development of competence in favorable and unfavorable environments: Lessons from research on successful children. *American psychologist*, *53*(2), 205. [link]

Maulana, R., Opdenakker, M. C. J. L., Den Brok, P., & Bosker, R. J. (2012). Teacher–student interpersonal relationships in Indonesian lower secondary education: Teacher and student perceptions. *Learning environments research*, *15*(2), 251-271. [link]

McMillan, J. H., & Reed, D. F. (1994). At-risk students and resiliency: Factors contributing to academic success. *The Clearing House*, *67*(3), 137-140. [link]

Mensah, B., & Koomson, E. (2020). Linking Teacher-Student Relationship to Academic Achievement of Senior High School Students. Social Education Research, 102-108. [link]

Milstein, M. M., & Henderson, N. (1996). *Resiliency in schools: Making it happen for students and educators*. Corwin Press.

O'Connor, E., & McCartney, K. (2007). Examining teacher–child relationships and achievement as part of an ecological model of development. *American Educational Research Journal*, *44*(2), 340-369. [link]

Pituch, K. A., & Stapleton, L. M. (2012). Distinguishing between cross-and cluster-level mediation processes in the cluster randomized trial. *Sociological Methods & Research*, *41*(4), 630-670. [link]

Preacher, K. J., Curran, P. J., & Bauer, D. J. (2006). Computational tools for probing interactions in multiple linear regression, multilevel modeling, and latent curve analysis. *Journal of educational and behavioral statistics*, *31*(4), 437-448. [link]

Preacher, K. J., Zhang, Z., & Zyphur, M. J. (2011). Alternative methods for assessing mediation in multilevel data: The advantages of multilevel SEM. *Structural Equation Modeling*, *18*(2), 161-182. [link]

Preacher, K. J., Zyphur, M. J., & Zhang, Z. (2010). A general multilevel SEM framework for assessing multilevel mediation. *Psychological methods*, *15*(3), 209. [link]

Putwain, D. W., & Daly, A. L. (2013). Do clusters of test anxiety and academic buoyancy differentially predict academic performance?. *Learning and Individual Differences*, *27*, 157-162. [link]

Putwain, D. W., Connors, L., Symes, W., & Douglas-Osborn, E. (2012). Is academic buoyancy anything more than adaptive coping?. *Anxiety, Stress & Coping*, *25*(3), 349-358. [link]

Rohinsa, M., Cahyadi, S., Djunaidi, A., & Iskandar, T. Z. (2020). Effect of parent support on engagement through need satisfaction and academic buoyancy. Utopía y Praxis Latinoamericana, 25(6), 144-153. [link]

Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Intrinsic and extrinsic motivations: Classic definitions and new directions. *Contemporary educational psychology*, *25*(1), 54-67. [link]

Sariçam, H. (2015). Subjective happiness and hope. *Universitas Psychologica*, *14*(2), 685-694. [link]

Skinner, E., Furrer, C., Marchand, G., & Kindermann, T. (2008). Engagement and disaffection in the classroom: Part of a larger motivational dynamic?. *Journal of educational psychology*, *100*(4), 765. [link]

Snijders, T., & Bosker, R. (1999). *Multilevel analysis: An introduction to basic and applied multilevel analysis*. London: Sage.

Tofighi, D., & Thoemmes, F. (2014). Single-level and multilevel mediation analysis. *The Journal of Early Adolescence*, *34*(1), 93-119. [link]

Vansteenkiste, M., Lens, W., Elliot, A. J., Soenens, B., & Mouratidis, A. (2014). Moving the achievement goal approach one step forward: Toward a systematic examination of the autonomous and controlled reasons underlying achievement goals. *Educational Psychologist*, *49*(3), 153-174. [link]

Vansteenkiste, M., Niemiec, C. P., & Soenens, B. (2010). The development of the five mini-theories of self-determination theory: An historical overview, emerging trends, and future directions. In The decade ahead: *Theoretical perspectives on motivation and achievement* (pp. 105-165). Emerald Group Publishing Limited. [link]

Voydanoff, P., & Donnelly, B. W. (1999). Multiple roles and psychological distress: The intersection of the paid worker, spouse, and parent roles with the role of the adult child. *Journal of Marriage and the Family*, 725-738. [link]

Wang, M. T., Brinkworth, M., & Eccles, J. (2013). Moderating effects of teacher–student relationship in adolescent trajectories of emotional and behavioral adjustment. *Developmental psychology*, 49(4), 690. [link]

Wayman, J. C. (2002). The utility of educational resilience for studying degree attainment in school dropouts. *The Journal of Educational Research*, *95*(3), 167-178. [link]

Wentzel, K. R. (1999). Social-motivational processes and interpersonal relationships: Implications for understanding motivation at school. *Journal of educational psychology*, *91*(1), 76. [link]

Wentzel, K. R. (2009). Students' relationships with teachers as motivational contexts. *Handbook of motivation at school*, 301-322.

Wentzel, K. R., Muenks, K., McNeish, D., & Russell, S. (2017). Peer and teacher supports in relation to motivation and effort: A multi-level study. *Contemporary Educational Psychology*, 49, 32-45.

Werner, E., & Smith, R. (1989). *Vulnerable but Invincible: A Longitudinal Study of Resilient Children and Youth*. New York: Adams. Bannister, and Cox. 1992. Overcoming the Odds: High-Risk Children from Birth to Adulthood.

Yu, K., & Martin, A. J. (2014). Personal best (PB) and 'classic'achievement goals in the Chinese context: their role in predicting academic motivation, engagement and buoyancy. *Educational Psychology*, *34*(5), 635-658. [link]

Zhang, Z., Zyphur, M. J., & Preacher, K. J. (2009). Testing multilevel mediation using hierarchical linear models: Problems and solutions. *Organizational Research Methods*, *12*(4), 695-719. [link]

***

پرسشنامه بهترین اهداف شخصی					
عبارت‌ها	۱	۲	۳	۴	۵
۱. من اهداف مشخصی را تعیین کرده‌ام تا در مدرسه به آن‌ها دست یابم.					
۲. من تصور روشنی از آنچه که تلاش می‌کنم در مدرسه به آن‌ها دست یابم، دارم.					
۳. من به دنبال دستیابی به نتایج خاصی در مدرسه هستم.					
۴. اهداف خاصی را که در مدرسه می‌خواهم به آن‌ها دست یابم.					
۵. من برای خودم اهداف چالشی در تکالیف مدرسه تعیین می‌کنم.					
۶. برای اهدافی در کارهای مدرسه تلاش می‌کنم که مرا به چالش وا می‌دارد.					
۷. من برای خودم چالش‌هایی را در تکالیف مدرسه مدرسه‌ام تنظیم می‌کنم.					
۸. من دوست دارم برای اهداف چالش‌برانگیز در تکالیف مدرسه‌ام کار کنم.					
۹. بیشتر از آنکه با سایر دانش‌آموزان در رقابت باشم، با خودم رقابت کنم.					
۱۰. من با خودم بیشتر از دانش‌آموزان دیگر رقابت می‌کنم.					
۱۱. من با عملکردهای قبلی خودم رقابت می‌کنم بیشتر از اینکه با دانش‌آموزان دیگر رقابت کنم.					
۱۲. من با نمره‌های قبلی خودم رقابت می‌کنم بیشتر از اینکه با نمره‌های دانش‌آموزان دیگر رقابت کنم.					
۱۳. زمانی که من تکالیف مدرسه‌ام را انجام می‌دهم، تلاش می‌کنم آن را بهتر از آنچه که قبلا انجام داده‌ام انجام دهم.					

۱۴. زمانی که تکالیف مدرسه‌ام را انجام می‌دهم، تلاش می‌کنم عملکرد ممکن خودم را داشته باشم.
۱۵. زمانی که تکالیف مدرسه‌ام را انجام می‌دهم، تلاش می‌کنم بهتر از قبل عمل کنم.
۱۶. زمانی که تکالیف مدرسه‌ام را انجام می‌دهم، تلاش می‌کنم نتیجه بهتری نسبت به قبل بگیرم.

***

پرسشنامه ادراک از روابط والدینی

عبارت‌ها	۱	۲	۳	۴	۵
۱. به نظر می‌رسد والدینم از احساس من در مورد بعضی چیزها آگاه هستند.					
۲. والدینم سعی می‌کنند به من بگویند چگونه زندگی‌ام را پیش ببرم.					
۳. والدینم دنبال فرصتی هستند که با من صحبت کنند.					
۴. والدینم مرا همانگونه که هستم، می‌پذیرند و دوست دارند.					
۵. والدینم تا جایی که ممکن است به من اجازه می‌دهند تا آنچه را که می‌خواهم انجام دهم، انتخاب کنم.					
۶. به نظر می‌رسد والدینم اغلب در مورد من فکر نمی‌کنند.					
۷. والدینم آشکارا عشق و علاقه‌شان را به من نشان می‌دهند.					
۸. وقتی که با مشکلی روبرو می‌شوم، والدینم به نظر من توجه می‌کنند.					
۹. والدینم وقت کمی را با من می‌گذرانند.					
۱۰. والدینم حس خاصی در من ایجاد می‌کنند.					
۱۱. والدینم به من اجازه می‌دهند که در مورد کارهای مربوط به خودم تصمیم بگیرم.					
۱۲. به نظر می‌رسد والدینم خیلی به من توجه می‌کنند.					
۱۳. اغلب والدینم مرا نمی‌پذیرند و تأیید نمی‌کنند.					
۱۴. والدینم اصرار دارند که من کارهایم را به روش آن‌ها انجام دهم.					
۱۵. والدینم خیلی خودشان را درگیر فعالیت‌های مورد علاقه من نمی‌کنند.					
۱۶. والدینم از دیدن من خیلی خوشحال می‌شوند.					
۱۷. والدینم همیشه می‌خواهند به مسائل از دید من نگاه کنند.					
۱۸. والدینم برای کمک کردن به من وقت و انرژی زیادی صرف می‌کنند.					

۱۹. والدینم در راه رسیدن به هدف به من کمک می‌کنند.
۲۰. به نظر می‌رسد والدینم امید چندانی به من ندارند.
۲۱. والدینم به بسیاری از نیازهای من خیلی حساس نیستند.
۲۲. به نظر می‌رسد والدینم از احساس من در مورد بعضی چیزها آگاه هستند.

***

پرسشنامه ادراک از روابط معلم- دانش‌آموز

عبارت‌ها	۱	۲	۳	۴	۵
۱. معلم‌ام دوستم دارد.					
۲. معلم‌ام به من اهمیت می‌دهد.					
۳. معلم‌ام من را به خوبی می‌شناسد.					
۴. معلم‌ام من را به درستی درک نمی‌کند.					
۵. معلم‌ام برایم وقت می‌گذارد.					
۶. معلم‌ام با من صحبت می‌کند.					
۷. در امور مهم نمی‌توانم به معلم‌ام وابسته باشم.					
۸. هنگامی که به معلم‌ام نیاز دارم، نمی‌توانم روی کمک او حساب کنم.					
۹. وقتی کار اشتباهی انجام می‌دهم، معلم‌ام به طور متفاوتی با من رفتار می‌کند.					
۱۰. معلم‌ام به نظرات من توجهی نمی‌کند.					
۱۱. معلم‌ام مرتب در برخورد با من رفتارش را تغییر می‌دهد.					
۱۲. معلم‌ام به طور واضح نمی‌گوید که چه انتظاری از من در کلاس دارد.					
۱۳. معلم‌ام به من نمی‌گوید که چه انتظاری از من در مدرسه دارد.					
۱۴. معلم‌ام به من نشان می‌دهد که مشکلاتم را خودم چگونه حل کنم.					
۱۵. اگر نتوانم مشکلی را حل کنم، معلم‌ام راه‌های گوناگونی را به من نشان می‌دهد تا آن‌ها را بیازمایم.					
۱۶. معلم‌ام قبل از ترک کلاس، مطمئن می‌شود که من درس را فهمیده‌ام.					
۱۷. معلم‌ام آمادگی من را قبل از شروع درس جدید بررسی می‌کند.					

۱۸. معلم‌ام برای چگونگی انجام تکالیف مدرسه به مقدار زیادی به من حق انتخاب می‌دهد.
۱۹. معلم‌ام همیشه تکالیف مدرسه‌ام را پیگیری می‌کند.
۲۰. به نظر می‌رسد، معلم‌ام همیشه به من گوشزد می‌کند که چه کنم.
۲۱. معلم‌ام به نظرات من گوش می‌دهد.
۲۲. معلم‌ام نحوه استفاده از آنچه در مدرسه یاد گرفته‌ام را به من می‌گوید.
۲۳. معلم‌ام اهمیت فعالیت‌های مدرسه‌ای را برای من توضیح نمی‌دهد.
۲۴. معلم‌ام برای چگونگی انجام تکالیف مدرسه به من حق انتخاب زیاد نمی‌دهد.

***

پرسشنامه سرزندگی تحصیلی

عبارت‌ها	۱	۲	۳	۴	۵
۱. اگر روزی در مدرسه نمره بدی بگیرم، باز هم می‌دانم که روز خوبی خواهم داشت.					
۲. اگر درس‌ها زیاد باشند و من وقت کافی نداشته باشم، می‌دانم چطور با شرایط کنار بیایم و خوش هم باشم.					
۳. می‌دانم اگر نمره بری بگیرم، همچنان اعتماد به نفس‌ام بالا خواهد بود.					
۴. اگر معلم زیر برگه یا دفترم بنویسد "بد" مواظب هستم اعصابم خرد نشود و روزم خراب نشود.					
۵. اجازه نمی‌دهم استرس درس خواندن خوشی‌هایم را از بین ببرد.					
۶. اگر نمره بدی بگیرم، باعث نمی‌شود با دوستانم در مدرسه خوش نباشم.					
۷. حتی روزهایی که برای امتحان آمادگی کافی ندارم، در کنار بچه‌های مدرسه خوش هستم.					
۸. اگر وقت کافی برای درس خواندن نداشته باشم، باز هم سعی می‌کنم اعتماد به نفس‌ام را حفظ کنم.					
۹. اگر معلم از من بپرسد و نتوانم جواب دهم، خونسردی خودم را حفظ می‌کنم و بعد از کلاس هم خوش اخلاق‌ام.					

***

Quarterly of Applied Psychology, Vol. 15, No. 2 (58), Summer 2021, 207-225

ISSN: 2008-4331- eISSN: 2645- 3541

Research Article

Self-concept and Regulation of Interpersonal Distance in Close Relationships: A Study with Comfortable Interpersonal Distance Test

M. Abdevali[1] & A. Zabihzadeh[2*]

1. M.A. in Clinical Psychology, Department of Psyhology, Shahid Behehsti University.
2. Assistant Professor, Department of Psyhology, Shahid Beheshti University. Email: a_zabihzadeh@sbu.ac.ir

Received: 6 May 2021

Accepted: 20 June 2021

Abstract

Aim: Physical distance regulation in interpersonal interactions is a key component of the quality of close relationships. This distance is regulated differently in various individuals and psychological states. The aim of this study was the study of comfortable interpersonal distance in individuals with negative and positive self-concepts. **Method:** In this study we compared 47 students with positive self-concept with 47 students with negative self-concept in terms of the comfortable interpersonal distance when facing different protagonists (including mother, love partner, close friend, childhood self-image and current self-image as significant others, as well as salesperson and thief). All participants in both groups completed modified computerized version of the comfortable interpersonal distance (CID) task in both the passive mode (when protagonists approached them) and the active mode (when they approached protagonists). We asked participants to determine the point at which they felt uncomfortable. **Results:** The results of repeated measures MANOVA showed the negative self-concept group preferred a significantly larger interpersonal distance than the positive self-concept group with all protagonists except the salesperson and thief. **Conclusion:** The results of this study, while emphasizing the role of self-alienation in regulating interpersonal distance with others, were discussed in the framework of object relations and attachment theories.

Key words: *Self, Self-concept, Significant others, Interpersonal distance, Close relationships*

Citation: Abdevali, M., & Zabihzadeh, A. (2021). Self-concept and Regulation of Interpersonal Distance in Close Relationships: A Study with Comfortable Interpersonal Distance Test. *Quarterly of Applied Psychology, 15(2):207-225.*

فصلنامهٔ علمی- پژوهشی روان‌شناسی کاربردی، دورهٔ ۱۵، شمارهٔ ۲ (۵۸)، تابستان ۱۴۰۰، ۲۲۵-۲۰۷
ISSN: 2008-4331- eISSN: 2645- 3541

مقاله پژوهشی

خودپنداره و تنظیم فاصلهٔ بینافردی در روابط نزدیک: مطالعه‌ای با آزمون فاصلهٔ بینافردی مطبوع

مصطفی عبدولی[۱] و عباس ذبیح‌زاده[۲*]
۱. کارشناس ارشد روان‌شناسی بالینی، دانشکدهٔ علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید بهشتی.
۲. استادیار گروه روان‌شناسی، دانشکدهٔ علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید بهشتی. ایمیل: a_zabihzadeh@sbu.ac.ir

دریافت مقاله: ۱۴۰۰/۰۲/۱۶
پذیرش مقاله: ۱۴۰۰/۰۳/۳۰

چکیده

هدف: تنظیم فاصلهٔ بینافردی در برهم‌کنش‌های اجتماعی یک مؤلفهٔ اساسی در کیفیت روابط نزدیک انسان‌ها است. این فاصله در وضعیت‌های روان‌شناختی و افراد مختلف به شیوه‌های متفاوتی تنظیم می‌گردد. هدف از مطالعهٔ حاضر بررسی فاصلهٔ بینافردی مطبوع در افراد واجد خودپندارهٔ مثبت و منفی بود. **روش:** در این مطالعه ۴۷ دانشجوی واجد خودپندارهٔ مثبت با ۴۷ دانشجوی واجد خودپندارهٔ منفی در انتخاب فاصلهٔ بینافردی مطبوع هنگام مواجهه با شخصیت‌های مادر، شریک عاطفی، دوست صمیمی، تصویر خود در کودکی، تصویر خود در زمان حال، فروشنده، و دزد مورد مقایسه قرار گرفتند. کلیهٔ شرکت‌کنندگان به نسخهٔ اصلاح‌شده و کامپیوتری آزمون فاصلهٔ بینافردی مطبوع در دو حالت منفعل (وقتی دیگران به آن‌ها نزدیک می‌شوند) و فعال (وقتی خودشان به دیگری نزدیک می‌شوند) پاسخ دادند. **یافته‌ها:** نتایج تحلیل واریانس با اندازه‌های مکرر نشان داد که گروه واجد خودپندارهٔ منفی به‌طور معناداری فاصلهٔ بینافردی بزرگ‌تری را در قیاس با گروه واجد خودپندارهٔ مثبت حین مواجهه با تمامی شخصیت‌ها (به‌جز فروشنده و دزد) انتخاب کردند. **نتیجه‌گیری:** نتایج این مطالعه ضمن تأکید بر نقش ازخودبیگانگی در تنظیم فاصلهٔ بینافردی با دیگران، در چهارچوب نظریه‌های روابط موضوعی و دلبستگی مورد بحث قرار گرفت.

کلید واژه‌ها: *خود، خودپنداره، دیگری مهم، روابط نزدیک، فاصلهٔ بینافردی*

استناد به این مقاله: مصطفی، عبدولی.، و ذبیح‌زاده، عباس. (۱۴۰۰). خودپنداره و تنظیم فاصلهٔ بینافردی در روابط نزدیک: مطالعه‌ای با آزمون فاصلهٔ بینافردی مطبوع. *فصلنامهٔ علمی- پژوهشی روان‌شناسی کاربردی*، ۱۵ (۲ پیاپی ۵۸): ۲۲۵-۲۰۷.

مقدمه

یکی از سازه‌های پراهمیت در کیفیت ارتباط و برهم‌کنش‌های اجتماعی میان انسان‌ها، تنظیم فاصلهٔ بینافردی[1] بین خود و دیگری است (ولش، ون‌کاستل و هچ، ۲۰۲۰). هال (۱۹۶۶) و هایدوک (۱۹۸۳) فاصلهٔ بینافردی را به‌عنوان ویژگی اساسی رفتار اجتماعی انسان‌ها در روابط بینافردی‌شان صورت‌بندی کرده‌اند. مطابق با این نگاه، فاصله‌ای که انسان‌ها در روابط بینافردی‌شان میل به حفظ و حراست از آن دارند، فاصلهٔ بینافردی نام دارد؛ منطقه‌ای انتزاعی که محیط پیرامونی هر فرد را احاطه کرده است و همچون فضای تنفس[2] برای تجربهٔ احساس تمامیت فردی خطیر می‌نماید (هال، ۱۹۶۶). فاصلهٔ فیزیکی بین افراد، نقش برجسته‌ای در شکل‌دهی کیفیت و چگونگی ارتباط آن‌ها با یکدیگر دارد و کمک می‌کند تا سطحی مطبوع، مناسب، و ایمن از صمیمیت حفظ شود (اکبریان، مظاهری، ذبیح‌زاده و گرین، ۲۰۲۰). این فاصله از مسیر کنترل مواجههٔ حسی[3] در روابط اجتماعی، میزان و کیفیت صمیمیت میان انسان‌ها را تنظیم می‌نماید. احتمال افزایش تحریک بصری، لمسی، شنوایی، و بویایی در فواصل نزدیک‌تر افزایش می‌یابد و ممکن است آدمی نسبت به دیگرانی که در فاصلهٔ نزدیکی نسبت به او قرار دارند، احساس ناخرسندی و مزاحمت کرده و احتمال صدور واکنش‌های منفی را افزایش دهد (ساوادا، ۲۰۰۳). هنگامی‌که حریم مزبور دستخوش نفوذ دیگران می‌گردد، فرد عواطف مرتبط با تهدید را تجربه می‌کند و این موضوع بر نقش مهم عامل‌های هیجانی و انگیزشی در تنظیم فاصلهٔ بینافردی با دیگران تأکید دارد (لایدن، کاسیپو و کاسیپو، ۲۰۱۸). تهدید ادراک‌شده به‌عنوان خطری برای تمامیت مرزهای حریم و فضای شخصی[4]، احتمالاً یکی از برجسته‌ترین عوامل میانجی در رابطهٔ معنادار بین فاصلهٔ بینافردی و کیفیت برهم‌کنش‌های اجتماعی میان انسان‌ها است (لوید، ۲۰۰۹).

یکی از زمینه‌های پژوهش مهمی که در حوزهٔ تنظیم فاصلهٔ بینافردی با دیگران، طی سال‌های اخیر در کانون توجه محققان قرار گرفته است، تأثیرپذیری فاصلهٔ بینافردی مطبوع از ابتلا به اختلال‌های روانی است. طی دوران تحول، از یک‌سو حفظ فاصله از غریبه‌ها و شخصیت‌های بالقوه خطرناک و تهدیدکننده (هایدوک، ۱۹۸۳)، و از دیگرسو نزدیکی و تقرب‌جویی به نگاره‌های دلبستگی[5] (بالبی، ۱۹۸۸)، تبدیل به مکانیسم‌های روان‌شناختی مهمی می‌شوند که عملکرد طبیعی آن‌ها ممکن است در سایهٔ وجود برخی اختلال‌های روانی دچار کژکاری شود (به‌عنوان نمونه، عبدولی، ۱۳۹۸؛ ناندرینو، دوکرو، ایچینی و کوئلو، ۲۰۱۷؛ پونیزوفسکی و همکاران، ۲۰۱۳).

1. interpersonal distance
2. breathing space
3. sensory exposure
4. personal space
5. attachment figures

در همین راستا، مطالعهٔ نچامکین، سالگانیک، مودای و پونیزوفسکی (۲۰۰۳) نشان داد که افراد مبتلا به روان‌گسیختگی، فاصلهٔ بینافردیِ بزرگ‌تری را از افراد نزدیک و صمیمی زندگی‌شان، و به همان نسبت فاصلهٔ بینافردیِ کوچک‌تری را حین مواجهه با افراد خنثی و یا بالقوه تهدیدآمیز حفظ می‌کنند. نتایج پژوهش پونیزوفسکی و همکاران (۲۰۱۳) نیز نشان داد درحالی‌که بیماران مبتلا به افسردگی بالینی نسبت به جمعیت‌های غیربالینی، فاصلهٔ بینافردی بزرگ‌تری را از اعضای خانواده، دیگرانِ مهم[1] و حتی از تصویر خود[2] حفظ می‌کنند، بیماران مبتلا به روان‌گسیختگی در قیاس با گروه غیربالینی، فاصلهٔ بینافردی کمتری را نسبت به شخصیت‌های خنثی و بالقوه تهدیدآمیز انتخاب می‌کنند. فاینبرگ و همکاران (۲۰۱۸) نیز فاصلهٔ بینافردی را در گروهی از بیماران مبتلا به اختلال شخصیت مرزی مورد بررسی قرار دادند. هدف از مطالعهٔ اخیر، بررسی فاصلهٔ بینافردی در بیماران مبتلا به اختلال شخصیت مرزی با استفاده از پارادایم توقف – فاصله[3] بوده است؛ راهبردی برای سنجش فاصلهٔ بینافردیِ مطبوع در چهارچوب ارتباطی دونفره در محیط آزمایشگاهی بین آزمودنی و آزمایشگر. از بیماران مبتلا به اختلال شخصیت مرزی درخواست شد تا پس از نزدیکی آزمایشگر به آن‌ها، مشخص کنند که از چه فاصله‌ای به بعد احساس می‌کنند که حریم شخصی آن‌ها مورد تهدید قرار گرفته است. نتایج این مطالعه نشان داد که بیماران مبتلا به اختلال شخصیت مرزی، فاصلهٔ بینافردی بزرگ‌تری را نسبت به جمعیت‌های غیربالینی در تنظیم فاصلهٔ خود با آزمایشگر انتخاب می‌کنند. عبدولی، مظاهری، بشارت، ذبیح‌زاده و گرین (۲۰۲۱) با بسط مطالعهٔ فاینبرگ و همکاران (۲۰۱۸) و همسو با روش‌شناسیِ مطالعهٔ پونیزوفسکی و همکارن (۲۰۱۳)، نحوهٔ تنظیم فاصلهٔ بینافردیِ بیماران مبتلا به اختلال شخصیت مرزی را با استفاده از آزمون فاصلهٔ بینافردیِ مطبوع (CID)[4] در روابط نزدیک مورد واکاوی قرار دادند. برخلاف پارادایم توقف ـ فاصله، در آزمون CID امکان بررسی فاصلهٔ بینافردیِ مطبوع با شخصیت‌های مختلف در زندگی فرد وجود دارد. نتایج مطالعهٔ عبدولی و همکاران (۲۰۲۱) نشان داد که به‌مثابه آنچه پونیزوفسکی و همکاران (۲۰۱۸) در بیماران مبتلا به اختلال‌های افسردگی و روان‌گسیختگی دست یافتند، بیماران مبتلا به اختلال شخصیت مرزی نیز در قیاس با جمعیت‌های غیربالینی، فاصلهٔ بینافردی بزرگ‌تری را با افراد صمیمی زندگی خود (مادر، شریک عاطفی، و دوست صمیمی) رجحان می‌نهند.

1. significant others
2. self-image
3. stop – distance paradigm
4. Comfortable Interpersonal Distance

نکتهٔ قابل تأمل در نتایج مطالعهٔ پونیزوفسکی و همکاران (۲۰۱۸) و عبدولی و همکاران (۲۰۲۱)، انتخاب فاصلهٔ بینافردیِ بزرگ‌ترِ بیماران مبتلا به اختلال‌های روانی وخیم از تصویر خود است؛ چنانکه در نتایج این دو مطالعه، نمونه‌های بالینی افزون بر رجحان‌نهادن فاصلهٔ بینافردیِ بزرگ‌تر با افراد صمیمیِ زندگی خود، قائل به انتخاب فاصلهٔ بزرگ‌تری در مواجهه با بازنمایی‌های ذهنی از تصویر خود در کودکی و زمان حال بودند. وفق داعیهٔ پونیزوفسکی و همکاران (۲۰۱۸)، در اختلال‌های روانی عملکرد طبیعیِ ایجاد فاصلهٔ بینافردیِ با دیگری به‌گونه‌ای دستخوش کژکاری می‌شود که حتی نزدیک‌شدن به تصویر خود برانگیزان احساس نامطبوع و تنیدگیِ عاطفی بیشتری از نزدیکی و نفوذ دیگران در قلمرو حریم و فضای شخصی این بیماران است. این از خودبیگانگی درونی[1] نقش مهمی در وضعیت دفاعیِ ایگوی بیماران مبتلا به اختلال‌های روانی در برابر تنیدگی‌های عاطفیِ مرتبط با آسیب‌های روانی دارد. به عبارت دیگر، این از خودبیگانگیِ درونی باعث می‌شود تا در اختلال‌های وخیم روانی، بیماران مبتلا هنگام مواجهه با تصویر خود احساس انزجار[2] را تجربه نمایند. نقش تجربهٔ احساس انزجار و انتخاب فاصلهٔ بینافردی بزرگ‌تر حین مواجهه با تصویر خود همان‌قدر که فرضیهٔ جذابی برای تبیین نتایج دو مطالعهٔ اخیر به نظر می‌رسد، به همان نسبت فرضیهٔ نوپایی است که در دامان مطالعات پیگیرانهٔ بعدی ورز بیشتری خواهد یافت. از این‌رو در مطالعهٔ حاضر نحوهٔ تنظیم فاصلهٔ بینافردی در روابط نزدیک بر حسب یکی از مهم‌ترین و عالی‌ترین سطوح تجربهٔ خود در انسان‌ها ذیل عنوان «خودپنداره»[3] مورد واکاوی قرار گرفته است. خودپنداره ماهیتی روان‌شناختی داشته و وفق تعاریف موجود در ادبیات تحقیق، مشتمل بر احساس، ارزیابی، نگرش، و توصیفاتی است که انسان‌ها از خود دارند (مظاهری، ملکی و ذبیح‌زاده، ۱۳۹۱). حدود و ثغور این تجربهٔ منحصربه‌فرد روان‌شناختی از یک‌سو به لحاظ بیرونی با خصایص شخصیتی و رفتاری انسان‌ها و از دیگرسو به لحاظ درون‌روانی از طریق چگونگی احساس افراد از خود و جهان اطراف و در ارتباط با دیگران مشخص می‌گردد (رین و کانینگام، ۲۰۰۸).

با توجه به آنچه گفته آمد، در مطالعهٔ حاضر از نسخهٔ اصلاح‌شدهٔ آزمون فاصلهٔ بینافردیِ مطبوع برای بررسی نحوهٔ تنظیم فاصلهٔ بینافردی در روابط نزدیک با توجه به نمرهٔ خودپندارهٔ افراد استفاده شد. شخصیت‌های مندرج در نسخهٔ اصلاح‌شدهٔ آزمون CID در این مطالعه، در چهار طبقه تعریف شدند: تصویر خود (تصویر خود در کودکی و تصویر خود در زمان حال)، دیگریِ مهم[4] (مادر، شریک عاطفی، دوست صمیمی)، دیگری غریبه اما خنثی (فروشندهٔ ناشناس)، و

1. internal self-alienation
2. disgust
3. self-concept
4. significant others

دیگری غریبه اما تهدیدآمیز (دزد). با توجه به نتایج مطالعات اخیری که شرح آن گذشت، مطالعهٔ حاضر برای آزمون دو فرضیهٔ اصلی انجام شد:

۱. افراد واجد خودپندارهٔ منفی در قیاس با افراد واجد خودپندارهٔ مثبت، فاصلهٔ بینافردیِ بزرگ‌تری را حین مواجهه با تصویر خود انتخاب می‌کنند.

۲. افراد واجد خودپندارهٔ منفی در قیاس با افراد واجد خودپندارهٔ مثبت، فاصلهٔ بینافردی بزرگ‌تری را ارتباط با دیگریِ نزدیک انتخاب می‌کنند.

روش پژوهش

مطالعهٔ حاضر پژوهشی از نوع مطالعات شبه‌آزمایشی با طرح عاملی- ترکیبی و متشکل از یک عاملِ بین‌آزمودنی (گروه: افراد واجد خودپندارهٔ مثبت و منفی) و دو عاملِ درون‌آزمودنی (حالت‌های فعال و منفعل در تعیین فاصلهٔ بینافردی مطبوع با هفت شخصیت مختلف) بوده است (طرح عاملیِ ۷×۲×۲). جامعهٔ آماری این پژوهش را نیز کلیهٔ دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی (واحد ساری) در سال تحصیلی ۱۳۹۹-۱۳۹۸ تشکیل می‌دادند که از این بین در نهایت ۹۴ نفر به شیوهٔ نمونه‌گیری در دسترس به‌عنوان نمونه‌های تحقیق انتخاب شدند (۴۷ دانشجو در گروه با خودپندارهٔ پایین و ۴۷ نفر در گروه با خودپندارهٔ بالا). ملاک‌های ورود نمونه‌ها در این مطالعه عبارت بودند از: تمایل به شرکت در پژوهش، عدم سؤمصرف مواد، عدم مصرف داروهای روان‌پزشکی، عدم حضور در جلسات مشاوره و روان‌درمانی، کسب نمرهٔ بالاتر از هفت برای آزمودنی‌های گروه با خودپندارهٔ منفی و پایین، و نمرهٔ پایین‌تر از هفت در گروه با خوپندارهٔ مثبت و بالا در مقیاس خودپنداره. تکمیل ناقص پرسشنامه نیز ملاک خروج نمونه‌ها از این تحقیق بوده است.

ابزار پژوهش

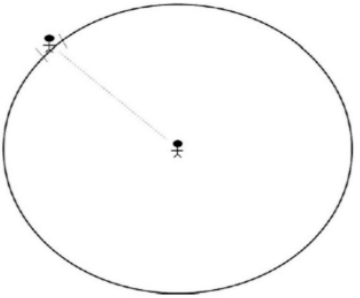
۱. مقیاس خودپنداره راجرز[1]: این مقیاس در سال ۱۹۵۷ توسط کارل راجرز به منظور سنجش خودپندارهٔ افراد تهیه شده است و مشتمل بر دو نسخهٔ جداگانه می‌باشد. در نسخهٔ نخست، خودپندارهٔ پایه یا تصویری که فرد از خود در زمان حال دارد، مورد سنجش قرار می‌گیرد. نسخهٔ دوم یا خودپندارهٔ آرمانی نیز، تصویری از خود که فرد در تمنای آن می‌باشد را مورد اندازه‌گیری قرار می‌دهد. در هر دو نسخه از این مقیاس، ۲۵ صفت قطبی (مثبت و منفی) وجود دارد که

1. Self-concept Scale

پاسخ‌گوینده میزان تطابق هر یک از این صفات با تصویری که از خود در ذهن دارد را در یک طیف لیکرت هفت‌نقطه‌ای (از ۱ تا ۷) مشخص می‌نماید. همچنانکه گفته شد، پاسخ‌گوینده در نسخهٔ نخست، درجهٔ تطابق صفات با تصویری که از خود در زمان حال دارد را مورد قضاوت قرار می‌دهد و در نسخهٔ دوم درجهٔ تطابق همان صفات با تصویر آرمانی‌اش را داوری می‌کند. شیوهٔ تکمیل سؤالات در هر نسخه به این شکل است که در برابر هر صفت، متضاد آن نیز نوشته شده و پاسخ‌گوینده باید خود را با توجه به آن دو صفت در حد فاصل نمرهٔ یک تا هفت ارزیابی کند. برای محاسبهٔ نمرهٔ خودپنداره، نمرهٔ یکایک سؤالات نسخهٔ نخست را از نسخهٔ دوم کم کرده، تفاضل را به توان دو رسانده، مجموع توان‌ها را محاسبه و از آن جذر گرفته می‌شود. چنانچه جذر حاصل، عددی بین صفر تا هفت باشد، نشان‌دهندهٔ خودپندارهٔ مثبت و بالا و چنانچه از هفت بالاتر باشد، مؤید خودپندارهٔ منفی و ضعیف است. ضریب پایایی نسخهٔ فارسی این آزمون در مطالعهٔ آقاجانی و همکاران (۲۰۰۸، به نقل از فرح بیجاری، پیوسته‌گر و ظریف جلالی، ۱۳۹۲)، ۰/۸۳ و با استفاده از آلفای کرونباخ برابر با ۰/۸۱ گزارش شده است. در پژوهش نیکدل، دهقان و نوشادی (۱۳۹۶) نیز پایایی نسخهٔ فارسی این مقیاس با روش آلفای کرونباخ برابر با ۰/۸۳ گزارش شده است که بیانگر ضریب قابل قبول برای این مقیاس می‌باشد. در مطالعهٔ حاضر نیز آلفای کرونباخ کل مقیاس، ۰/۸۵ به دست آمد.

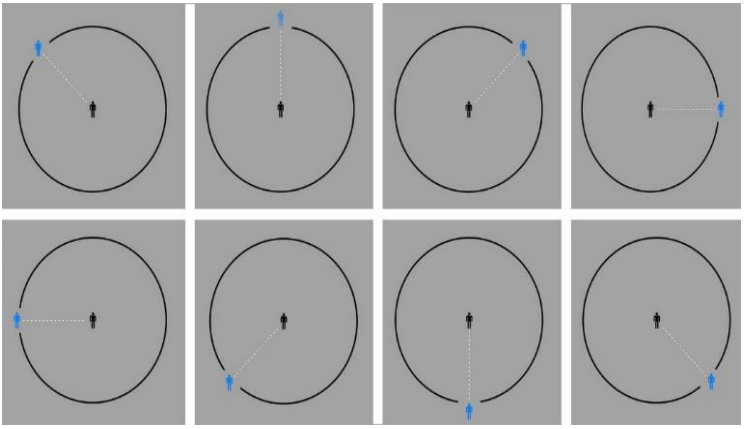
۲. نسخهٔ اصلاح‌شدهٔ آزمون فاصلهٔ بینافردی مطبوع (CID)[1]: این آزمون یک تکنیک فرافکن[2] برای سنجش فاصلهٔ مطبوع فیزیکی بین خود و دیگری است؛ فاصله بینافردی مطبوع. نسخهٔ اصلی این آزمون که به شکل قلم و کاغذی اجرا می‌شد، توسط دوک و نوویکی در سال ۱۹۷۲ طراحی شده است (دوک و نوویکی، ۱۹۷۲). مطالعات انجام‌شده پیرامون ویژگی‌های روان‌سنجی این آزمون در فرهنگ‌های مختلف حاکی از اعتبار و پایایی مناسب این آزمون بوده است؛ چنانکه فواصل مطبوع مشخص‌شده هنگام اجرای این آزمون، همبستگی بالایی با فواصل بینافردی مطبوع و امن در موقعیت‌های واقعی و تعاملات چهره‌به‌چهره داشته است (اکبریان و همکاران، ۲۰۲۰). در نسخهٔ اصلی این آزمون (نسخهٔ قلم و کاغذی)، دایره‌ای توسط آزمایشگر روی صفحهٔ کاغذ ترسیم شده و از آزمودنی درخواست می‌شود تا ضمن تلقی این دایره به‌عنوان یک اتاق، خود را در مرکز آن تصور کند. سپس از آزمودنی درخواست می‌شود تا میزان راحتیِ خود با نزدیکی دیگرانی که از درب‌های هشت‌گانهٔ این اتاق به او نزدیک می‌شوند را مشخص کند (شکل شمارهٔ ۱).

1. Comfortable Interpersonal Distance
2. projective technique



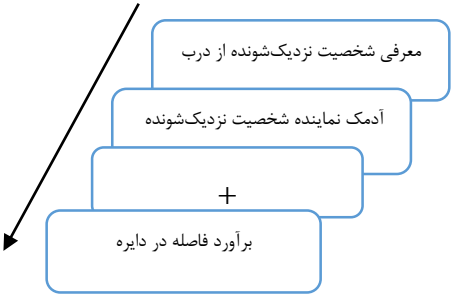
شکل ۱. تصویری نمونه از نحوهٔ نمایش دایره و آدمک‌ها در آزمون CID (اقتباس از پری و همکاران، ۲۰۱۳، ص ۷۶۳)

در مطالعهٔ حاضر از نسخهٔ اصلاح‌شده و کامپیوتریِ آزمون CID استفاده شد. این نسخه با الگوبرداری از نسخهٔ کامپیوتریِ آزمون CID در مطالعهٔ ذبیح‌زاده (۱۳۹۷) و پری، نیچیپورک و نایت (۲۰۱۶) و با استفاده از برنامهٔ Unity ساخته شده است. طول آدمک‌ها در دایرهٔ برآورد فاصله ۱۲ میلی‌متر، و فاصلهٔ بین درب‌ها تا مرکز دایره ۹۰ میلی‌متر بوده است. در این نسخهٔ اصلاح‌شده از آزمون CID، آدمک معرف آزمودنی در مرکز اتاقِ ترسیم‌شده قرار داشته و شخصیت‌های مختلف هر بار پس از باز شدن یکی از درب‌ها به وی نزدیک می‌شوند. در پژوهش حاضر، فاصله بینافردی مطبوع مابین آزمودنی و هفت شخصیت مختلف اندازه‌گیری شد: مادر، شریک عاطفی، دوست، تصویری که فرد از خود در زمان کودکی دارد، تصویری که فرد از خود در زمان حال دارد، فروشنده، دزد. هر کدام از شخصیت‌ها نیز جهت پایین آمدن میزان احتمال خطا در اندازه‌گیری، ۴ مرتبه به صورت تصادفی از ۸ درب مختلف به فرد نزدیک شدند (۲۸ کوشش) (شکل شمارهٔ ۲).

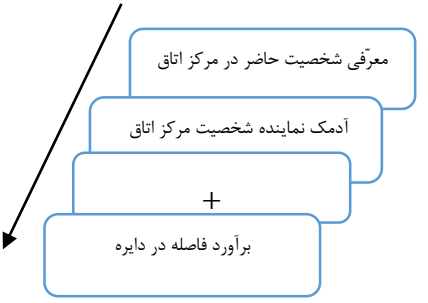


شکل ۲. تصویر هشت درب ورودی در شعاع‌های ۰، ۴۵، ۹۰، ۱۳۵، ۱۸۰، ۲۲۵، ۲۷۰ و ۳۱۵ درجه در مطالعهٔ حاضر

نسخهٔ اصلاح‌شدهٔ آزمون CID در این مطالعه، متشکل از دو نسخه در یک نرم‌افزار جامع بوده است. در نسخه شمارهٔ یک (حالت منفعل)، آدمک معرف آزمودنی در مرکز اتاق ترسیم‌شده قرار داشته و شخصیت‌های مختلف هر بار پس از باز شدن یکی از درب‌ها به وی نزدیک می‌شدند. در نسخهٔ شماره دو (حالت فعال)، شخصیت‌های مختلف در هر کوشش در مرکز اتاق ترسیم‌شده قرار می‌گرفتند و آدمک معرف آزمودنی هر بار پس از باز شدن یکی از درب‌ها به شخصیت موجود در مرکز اتاق نزدیک می‌شد (مجموعاً ۵۶ کوشش در دو حالت منفعل و فعال). توالی ارائهٔ تکلیف در هر کوشش به این صورت بود که ابتدا توضیح شخصیت ورودکننده به محدودهٔ حریم آزمودنی نمایش داده می‌شد (۱ ثانیه)؛ سپس آدمکی که نماد آن شخص است نمایش داده می‌شد (۱ ثانیه)، متعاقباً نقطهٔ تثبیت به شکل علامت «+» در صفحهٔ نمایشگر ظاهر (۰/۵ ثانیه)، و در نهایت دایرهٔ برآورد فاصله برای تصمیم‌گیری آزمودنی در صفحهٔ نمایشگر رایانه ترسیم می‌شد. بازهٔ زمانی حرکت آدمک از درب ورودی تا رسیدن و برخورد به آدمکِ مرکز تصویر ۱۰ ثانیه بود که آزمودنی می‌توانست با فشردن دکمهٔ «space» این حرکت را تا نقطه‌ای که برای او مطبوع و خوشایند است، متوقّف نماید (شکل شمارهٔ ۳ و ۴).



شکل ۳. نحوهٔ ارائهٔ تکالیف در حالت منفعل از نسخهٔ اصلاح‌شدهٔ آزمون CID در مطالعهٔ حاضر



شکل ۴. نحوهٔ ارائهٔ تکالیف در حالت فعال از نسخهٔ اصلاح‌شدهٔ آزمون CID در مطالعهٔ حاضر

شیوهٔ اجرا

در ابتدا آزمون خودپندارهٔ راجرز بین ۱۹۰ دانشجو توزیع شد. پس از حذف اطلاعات ۲۵ نفری که یا به سؤالات پرسشنامه به‌طور ناقص پاسخ داده بودند و یا آیتم‌های مربوط به نحوهٔ دسترسی به خود برای شرکت در فاز دوم این پژوهش را تکمیل نکردند، داده‌های مربوط به نمرهٔ خودپندارهٔ ۱۶۵ آزمودنی مورد تحلیل قرار گرفت. از بین داده‌های مزبور در نهایت ۵۵ نفر واجد خودپندارهٔ منفی و پایین (نمرهٔ بالاتر از ۷ در مقیاس خودپنداره) تشخیص داده شدند که از این بین ۴۷ نفر در فاز دوم این تحقیق شرکت کردند. در گام بعدی، از ۴۷ دانشجویی که نمرهٔ خودپندارهٔ آن‌ها در مقیاس خودپندارهٔ راجرز پایین‌تر از ۷ بود و امکان شرکت در فاز دوم تحقیق را داشتند، به‌عنوان نمونه‌های این تحقیق در گروه واجد خودپندارهٔ مثبت و بالا استفاده شد. کلیهٔ نمونه‌های دو گروه، در فاز دوم این تحقیق، با یک سخت‌افزار مشترک و واحد مورد آزمون قرار گرفتند؛ یک

رایانهٔ همراه با پردازشگر مرکزی «Intel(R) Core(TM) i5-4300U» چهارگیگابایتی و یک نمایشگر ۱۰/۸ اینچی مایکروسافت. کلیهٔ شرکت‌کنندگان با قرار گرفتن پشت رایانه و با فاصله‌ای تقریباً ۶۰ سانتی‌متری از آن، به نسخه اصلاح‌شدهٔ آزمون CID پاسخ دادند. آزماینده تا پایان کوشش‌های آزمایشی و پیش از شروع کوشش‌های اصلی، در صندلی مجاور، شرکت‌کنندگان را همراهی می‌کرد تا به هرگونه پرسش احتمالی آن‌ها پاسخ گوید. پس از اطمینان از صحت درک دستورالعمل آزمون توسط شرکت‌کننده، و پس از شروع کوشش‌های اصلی، آزماینده از اتاق آزمون خارج می‌شد. مدت اجرای آزمون از ۲۰ تا ۲۵ دقیقه متغیر بود. از آزمون تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر نیز برای مقایسهٔ میانگین برآورد فواصل بینافردی مطبوع نسبت به شخصیت‌های مختلف در شرکت‌کنندگان دو گروه استفاده شد.

یافته‌ها

از ۹۴ شرکت‌کنندهٔ این مطالعه، ۴۷ نفر در گروه با خودپندارهٔ منفی و ۴۷ نفر در گروه با خودپندارهٔ مثبت قرار گرفتند. ۳۳ نفر از شرکت‌کنندگان گروه نخست و ۲۸ نفر از شرکت‌کنندگان گروه دوم زن، و سایر شرکت‌کنندگان دو گروه نیز مرد بودند. میانگین سنی شرکت‌کنندگان در گروه نخست ۲۳/۶ و در گروه دوم ۲۴/۵ بود. از شرکت‌کنندگان گروه واجد خودپندارهٔ منفی، ۱۲ نفر و از شرکت‌کنندگان گروه واجد خودپندارهٔ مثبت ۱۷ نفر متأهل بودند. میانگین نمرهٔ خودپندارهٔ شرکت‌کنندگان در این دو گروه نیز به ترتیب برابر با ۸/۱۳ و ۴/۵۹ بوده است. جدول شمارهٔ (۱)، میانگین و انحراف معیار فاصلهٔ بینافردی مطبوع نسبت به شخصیت‌های مختلف در دو حالت فعال و منفعل را به تفکیک دو گروه نشان می‌دهد.

جدول ۱. میانگین و انحراف معیار فاصلهٔ بینافردی مطبوع نسبت به هفت شخصیت در دو حالت منفعل و فعال

		حالت منفعل		حالت فعال	
شخصیت	گروه	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
مادر	خودپندارهٔ منفی	۱۶/۸۳	۶/۱۳	۱۷/۴۳	۱۰/۳۷
	خودپندارهٔ مثبت	۵/۳۲	۶/۷۳	۶/۲۱	۱۱/۷۲
شریک عاطفی	خودپندارهٔ منفی	۱۶/۱۷	۱۱/۰۴	۱۴/۳۲	۱۰/۷۱
	خودپندارهٔ مثبت	۵/۴۹	۱۰/۱۷	۴/۲۱	۱۱/۶۲
دوست	خودپندارهٔ منفی	۱۷/۳۴	۷/۷۳	۱۹/۴۳	۱۰/۶۳
	خودپندارهٔ مثبت	۷/۸۱	۱۱/۲۳	۱۱/۱۳	۶/۰۱

تصویر خود کودکی	خودپندارهٔ منفی	۲۴/۳۶	۱۵/۰۹	۲۶/۴۷	۱۱/۳۲
	خودپندارهٔ مثبت	۵/۴۲	۱۳/۱۵	۸/۷۴	۱۱/۷۵
تصویر خود حال	خودپندارهٔ منفی	۲۳/۴۴	۱۱/۶۹	۲۶/۱۳	۱۵/۶۱
	خودپندارهٔ مثبت	۷/۵۱	۱۱/۵۳	۸/۳۶	۱۸/۱۷
فروشنده	خودپندارهٔ منفی	۳۹/۶۱	۱۴/۶۲	۳۴/۴۲	۱۰/۲۱
	خودپندارهٔ مثبت	۴۰/۱۲	۱۷/۶۶	۳۶/۷۳	۱۹/۸۳
دزد	خودپندارهٔ منفی	۷۹/۱۵	۱۵/۳۷	۷۷/۴۹	۲۳/۶۳
	خودپندارهٔ مثبت	۷۸/۶۳	۲۱/۰۵	۷۹/۳۳	۱۸/۴۱

* تمامی مقادیر بر حسب میلی‌متر می‌باشند.

جدول شمارهٔ (۲) اثرات عوامل درون‌آزمودنی (حالت‌های انجام آزمون و هفت شخصیت مختلف) و بین‌آزمودنی (گروه‌ها) تفاوت‌های گروهی در برآورد فاصلهٔ بینافردی مطبوع را در این پژوهش نشان می‌دهد. اطلاعات مندرج در این جدول نشان می‌دهد که اثر اصلی حالت‌های فعال و منفعل در آزمون CID (p=۰/۵۱۸ و $F_{(۱,۹۲)}$= ۰/۷۸) و برهم‌کنش آن با گروه (p=۰/۳۴۱ و $F_{(۱,۹۲)}$= ۱/۱۵) معنادار نیست. به عبارت دیگر تفاوت فاصلهٔ بینافردی سنجش‌شده در دو حالت فعال و منفعل معنادار نیست. علاوه بر این، افراد هر گروه به حالت‌های متفاوت سنجش فاصلهٔ بینافردی پاسخ متفاوتی نداده‌اند. اما اثر اصلی شخصیت (p=۰/۰۰۱ و $F_{(۶,۴۴۴)}$= ۱۶۲/۹۱) و برهم‌کنش شخصیت و گروه (p=۰/۰۰۱ و $F_{(۶,۵۵۲)}$= ۸/۱۶) معنادار است. به عبارت دیگر فاصله‌های بینافردی سنجش-شده نسبت شخصیت‌های مختلف تفاوت معنادار دارد. همچنین ترجیحات فاصلهٔ بینافردی افراد در هر گروه نسبت به شخصیت‌های مختلف نیز متفاوت بوده است. علاوه بر این، اثر برهم‌کنش حالت و شخصیت نیز معنادار است (p=۰/۰۰۵ و $F_{(۶,۵۵۲)}$= ۳/۱۴). به عبارت دیگر برهم‌کنش توأمان دو عامل درون‌آزمودنی (حالت و شخصیت) بر ترجیحات فاصلهٔ بینافردی تأثیرگذار است. اثر برهم‌کنش حالت، شخصیت‌ها و گروه نیز معنادار است (p=۰/۰۴۱ و $F_{(۶,۵۵۲)}$= ۲/۴۱). به عبارت دیگر، افراد در هر گروه در حالت‌های متفاوت و نسبت به شخصیت‌های مختلف فاصلهٔ بینافردی متشابهی را ترجیح نمی‌دهند. نتایج مربوط به اثرات بین‌گروهی نیز نشان می‌دهد که اثر اصلی گروه معنادار است (p=۰/۰۰۱ و $F_{(۱,۹۲)}$= ۲۵/۷۵۸۸). نتایج آزمون تعقیبی برونفرونی برای مقایسه میانگین برآورد دو گروه از فاصلهٔ بینافردی مطبوع نشان می‌دهد که تفاوت فواصل منتخب با تفاوت میانگین ۶/۵۸ و خطای معیار ۲/۱۴ معنادار می‌باشد (p<۰/۰۰۱)؛ یعنی شرکت‌کنندگان گروه واجد خودپندارهٔ منفی نسبت به شرکت‌کنندگان گروه واجد خودپندارهٔ مثبت فاصلهٔ بین-فردی بزرگ‌تری را امن و مطبوع می‌دانند.

جدول ۲. اثرات درون‌گروهی و برون‌گروهی تفاوت‌های گروهی در برآورد فاصلهٔ بینافردی مطبوع

منبع	مجموع مجذورات	df	F	سطح معناداری	اندازه اثر	قدرت مطالعه
حالت	۱۴۹/۳۹	۱	۰/۷۸	۰/۵۱۸	۰/۰۰۸	۰/۱۱۶
حالت و گروه	۴۰۱/۱۸	۱	۱/۱۵	۰/۳۴۱	۰/۰۲۸	۰/۲۵۸
خطا (حالت)	۱۷۸۳۲/۱۸	۹۲				
شخصیت	۴۲۶۴۸۲/۶۳	۶	۱۶۲/۹۱	۰/۰۰۱	۰/۶۲۹	۱
شخصیت و گروه	۱۳۸۴۲/۱۹	۶	۸/۱۶	۰/۰۰۱	۰/۲۱۱	۱
خطا (شخصیت)	۱۱۳۸۵۱/۲۸	۵۵۲				
حالت و شخصیت	۲۹۳۶/۷۲	۶	۳/۱۴	۰/۰۰۵	۰/۰۶۲	۰/۸۲۵
حالت، شخصیت و گروه	۱۴۵۲/۰۲	۶	۲/۴۱	۰/۰۴۱	۰/۰۴۵	۰/۷۲۱
خطا: حالت و شخصیت	۴۳۷۲۵/۲۷	۵۵۲				
گروه	۳۲۱۲۷/۸۵	۱	۲۵/۵۸	۰/۰۰۱	۰/۳۴۱	۰/۹۹۹
خطا	۵۸۴۲۱/۶۲	۹۲				

جدول شمارهٔ (۳) نتایج آزمون تعقیبی بونفرونی را برای مقایسه دو گروه در میانگین برآورد آن‌ها از فاصلهٔ بینافردی مطبوع به تفکیک هفت شخصیت و دو حالت فعال و منفعل انجام آزمون CID، نشان می‌دهد. اطلاعات مندرج در این جدول نشان می‌دهد که گروه واجد خودپندارهٔ پایین در قیاس با گروه واجد خودپندارهٔ بالا، فاصلهٔ بین‌فردی بزرگ‌تری را با تمامی شخصیت‌های تعریف‌شده (به‌جز دو شخصیت فروشنده و دزد) به‌عنوان فاصلهٔ بین‌فردی مطبوع انتخاب کرده‌اند. در همین راستا بیشترین تفاوت در انتخاب فاصلهٔ بین‌فردی مطبوع در دو گروه نیز به ترتیب با شخصیت‌های تصویر خود در زمان کودکی و زمان حال، مادر، شریک عاطفی، و دوست مشاهده شده است.

جدول ۳. مقایسهٔ میانگین برآورد فاصلهٔ بینافردی مطبوع در دو گروه به تفکیک شخصیت‌ها و حالت آزمون

شخصیت	حالت منفعل			حالت فعال		
	تفاوت میانگین	خطای معیار	سطح معناداری	تفاوت میانگین	خطای معیار	سطح معناداری
مادر	۱۱/۵۱	۲/۹۳	۰/۰۰۱	۱۱/۲۲	۳/۱۴	۰/۰۰۱
شریک عاطفی	۱۰/۶۸	۲/۳۱	۰/۰۰۱	۱۰/۱۱	۲/۲۷	۰/۰۰۱
دوست	۹/۵۳	۲/۲۹	۰/۰۰۴	۸/۳۰	۲/۷۱	۰/۰۴۱
تصویر خود کودکی	۱۸/۹۴	۳/۳۸	۰/۰۰۱	۱۷/۷۳	۳/۵۶	۰/۰۰۱
تصویر خود حال	۱۵/۹۳	۳/۱۲	۰/۰۰۱	۱۷/۷۷	۳/۴۳	۰/۰۰۱
فروشنده	-۰/۵۱	۲/۱۱	۰/۴۲۸	-۲/۳۱	۳/۱۵	۰/۳۸۲
دزد	۰/۵۲	۲/۶۷	۰/۳۸۶	-۱/۸۴	۳/۳۸	۰/۴۷۱

بحث و نتیجه‌گیری

مطالعهٔ حاضر با هدف بررسی نحوهٔ تنظیم فاصلهٔ بینافردی مطبوع در روابط نزدیک بر حسب نمرهٔ منفی و مثبت در خودپنداره انجام شده است. نتایج این پژوهش نشان داد که افراد واجد خودپندارهٔ منفی در قیاس با افراد واجد خودپندارهٔ مثبت، فاصلهٔ بینافردیِ بزرگ‌تری را چه در حالت فعال و چه در حالت منفعل از آزمون CID انتخاب می‌کنند. نتایج آزمون‌های تعقیبی نیز مؤید آن است که افراد واجد خودپندارهٔ منفی به ترتیب فاصلهٔ بینافردی بزرگ‌تری را به‌عنوان فاصلهٔ مطبوع و امن هنگام مواجهه با شخصیت‌هایِ تصویر خود در کودکی و زمان حال، مادر، شریک عاطفی، و دوست صمیمی انتخاب می‌کنند. این درحالی است که تفاوتی بین فاصلهٔ بینافردیِ منتخب این گروه در قیاس با گروه واجد خودپندارهٔ مثبت، هنگام مواجهه با شخصیت‌های فروشنده و دزد مشاهده نشده است. با توجه به اینکه بیشترین فاصلهٔ بینافردی منتخب در گروه واجد خودپندارهٔ منفی با تصویر خود بوده است، این یافته می‌تواند پشتوانهٔ تجربی مناسبی برای فرضیهٔ پونیزوفسکی و همکاران (۲۰۱۸) و عبدولی و همکاران (۲۰۲۱) مبنی بر نقش ازخودبیگانگی و احساس انزجار از خود در کژکاری تنظیم فاصلهٔ بینافردی در روابط نزدیک باشد.

فاصلهٔ فیزیکی بین افراد بخشی از برهم‌کنش‌های بینافردی در روابط جاری آن‌ها است. به نظر می‌رسد زیربنایی‌ترین عامل در ترجیح فاصلهٔ بزرگ‌تر بین خود و دیگری، عاطفه‌ای است که به هنگام مواجهه با دیگری توسط فرد تجربه می‌شود. هنگامی‌که نزدیکی با دیگری، برانگیزان عاطفهٔ

مثبتی در سازمان روانی آدمی باشد، میل به هم‌جواری و نزدیکی با دیگری نیز بیشتر می‌شود، و بالعکس هنگامی‌که دیگریِ نزدیک، برانگیزان عاطفه‌ای منفی در سازمان روانی فرد باشد، میل به فاصله‌گذاری و دوری‌جویی از او شدت می‌گیرد. عاطفهٔ منفیِ تجربه‌شده حین مواجهه و ارتباط با دیگری، می‌تواند در قالب عواطف نامطبوع مختلفی از ترس و خشم تا شرم و انزجار تجربه گردد (مایر و همکاران، ۲۰۲۰). یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که افراد واجد خودپندارهٔ منفی در قیاس با افراد واجد خودپندارهٔ مثبت، بیشترین تفاوت را در میزان فاصلهٔ بینافردی مطبوع با تصویر خود در کودکی و حال نشان می‌دهند. از این منظر همسو با دعوی پونیزوفسکی و همکاران (۲۰۱۸)، می‌توان گفت، بیشترین عاطفهٔ منفیِ تجربه‌شده توسط افراد واجد خودپندارهٔ منفی هنگام رویارویی با تصویر خود می‌باشد و انتخاب فاصلهٔ بینافردیِ بزرگ‌تر حین مواجهه با تصویر خود، بخشی از راهبردهای دفاعیِ ایگومحورِ این افراد برای اجتناب از تجربهٔ این عواطف منفی و نامطبوع روانی است. گرچه با مقایسهٔ میانگین فواصل انتخاب‌شده در افراد واجد خودپندارهٔ منفی با میانگین فواصل انتخاب‌شده در بیماران مبتلا به اختلال‌های روانی (به‌عنوان نمونه، عبدولی و همکاران، ۲۰۲۱) به وضوح شاهد رجحان‌نهادن فاصلهٔ بینافردیِ تنگ‌تری در برهم‌کنش آن‌ها با دیگریِ نزدیک (مادر، شریک عاطفی، و دوست صمیمی) می‌باشیم، اما روند کلی نتایج در این پژوهش‌ها مشابه بوده، و خاصه تفاوت چندانی بین نحوهٔ مواجههٔ این دو گروه با تصویر خود مشاهده نمی‌شود. این الگو تأییدی است مجدد بر فرضیهٔ نقش ازخودبیگانگی و تجربهٔ احساس انزجار از خود در انتخاب فاصلهٔ بینافردیِ بزرگ‌تر در روابط نزدیک؛ هم حین مواجهه با تصویر خود و هم حین ارتباط با دیگریِ نزدیک. از این منظر، کژکاری در نحوهٔ بازنماییِ ذهنی از خود می‌تواند به‌عنوان خاک حاصلخیزی برای نضج آسیب‌های روانی صورت‌بندی گردد. در وضعیت‌های وخیم روانی، این کژکاری تا حدی است که منجر به انتخاب فاصلهٔ بینافردیِ بزرگ‌تری با دیگریِ نزدیک و انتخاب فاصلهٔ بینافردیِ تنگ‌تری با دیگریِ غریبه می‌شود.

با مفروض‌گرفتن نقش خودپندارهٔ منفی در تجربهٔ عواطف منفی هنگام داوری و مواجهه با تصویر خود، آن بخش از نتایج این مطالعه که توجه به آن حائز اهمیت ویژه‌ای خواهد بود، تسری این تجربه هنگام مواجهه با دیگریِ نزدیک و صمیمی‌ست؛ چنانکه فاصلهٔ بینافردیِ افراد واجد خودپندارهٔ منفی در این مطالعه هنگام مواجهه با دیگری نزدیک به‌طور معناداری بزرگ‌تر از فاصلهٔ بینافردی منتخب در افراد واجد خودپندارهٔ مثبت بوده است. مطابق با چهارچوب نظریه‌های روابط موضوعی[1] خاصه نظریهٔ دلبستگی، آدمی برای تحصیل تجربهٔ خوددوست‌داری[2]، در گام نخست نیاز دارد تا موضوع عشق گشاده‌ای را در روابط نزدیک خود بیابد. دلیل ناکامی در روابط اولیه با

1. object-relations theories
2. self-love

موضوع عشق، منجر به درونی‌سازیِ بازنمایی‌های منفی از خود و دیگران می‌شود و این درونی-سازیِ دنیای ناامن و ناکام‌کنندهٔ بیرونی، منجر به شکل‌گیریِ دنیای درون‌روانی ناامنی می‌گردد که دوری‌جویی در روابط بینافردیِ نزدیک یکی از مهم‌ترین پیامدهای آن محسوب می‌شود (کالیگور، کرنبرگ، کلارکین و یومانز، ۲۰۱۸). مطابق با چهارچوب نظریهٔ دلبستگی نیز ناکامی در روابط دلبستگی‌محور نخستین منجر به شکل‌گیری الگوهای درون‌کاری (IWM)[1] منفی از خود و دیگری می‌شود. در همین راستا شواهد تجربیِ فربهی در حمایت از رابطهٔ معنادار بین دلبستگی ایمن و خودپندارهٔ منفی وجود دارد (به‌عنوان نمونه، کاواموتو، ۲۰۲۰). از این منظر می‌توان گفت، روابط ناکام‌کننده در برهم‌کنش‌های دلبستگی‌محور نخستینِ فرد با نگاره‌های دلبستگی، از مسیر شکل‌دهیِ خودپندارهٔ منفی در سازمان روانیِ او، افزون بر آنکه سبب می‌شود تا فرد واجد یک بازنمایی و تصویرسازیِ ذهنی منفی از خود باشد، در رابطهٔ خود با دیگران نیز، یا همچون افراد واجد سبک دلبستگی اجتنابی نیازهای صمیمیت و دلبستگی خود را انکار کند و یا همچون افراد واجد سبک دلبستگی اضطرابی بیم از طردشدن و رهاشدگی داشته باشد. به هر روی محصول این تجربه‌های تحولی ناکام‌کننده دست‌کم در حوزهٔ تنظیم فاصلهٔ بینافردی، رجحان‌نهادن فواصل بزرگ‌تر بین خود و دیگریِ نزدیک می‌باشد.

در سطح نظری یافته‌های این پژوهش تأییدی است مجدد بر مفروضه‌های نظریه‌های روابط موضوعی در مورد اهمیت نقش تجارب تحولی اولیه در رابطه با موضوع عشق و نگاره‌های دلبستگی. افزون بر این، انتخاب فاصلهٔ بینافردی بزرگ‌تر توسط افراد واجد خودپندارهٔ منفی از تصویر خود در کودکی و زمان حال می‌تواند شاهدی برای وجود الگوهای درون‌کاریِ منفیِ دلبستگی در این افراد باشد. حفظ فاصلهٔ بینافردی بزرگ‌تر نسبت به دیگری نزدیک (شخصیت‌های مادر، شریک عاطفی، و دوست صمیمی) می‌تواند همسو با مبانی نظریه دلبستگی مؤید تأثیر روابط دلبسته‌محور نخستین فرد با نگارهٔ دلبستگی در کیفیت روابط او با دیگران در بزرگسالی باشد. از پیامدهای نظری دیگری که می‌توان بر یافته‌های پژوهش حاضر مترتب دانست، تکمیل مفهوم‌سازی‌های پونیزوفسکی و همکاران (۲۰۱۸) مبنی بر نقش تعیین‌کنندهٔ تجربهٔ ازخودبیگانگی درونی در انتخاب فواصل بینافردیِ بزرگ‌تر در روابط نزدیک است؛ چنانکه به موازات افزایش تجربهٔ ازخودبیگانگی، میزان دوری‌جویی و فاصله‌گذاری در روابط بینافردی نزدیک نیز بیشتر خواهد شد و این راهبرد مبتنی بر دوری‌جویی و انزواطلبی، یک راهبرد دفاعی ایگومحور برای اجتناب از تجربهٔ عواطف منفی حین ارتباط با دیگران می‌باشد. در سطح عملی نیز یافته‌های پژوهش حاضر می‌تواند مبنای تجربی مناسبی برای تدوین برنامه‌های مداخله‌ای مناسب با

1. internal working model

محوریت نقش «خود» در آسیب‌شناسی روانی باشد. با این وجود حجم پایینِ نمونهٔ آماری این پژوهش، محدودیت‌هایی را در زمینهٔ تعمیم یافته‌ها، تفسیرها و اسنادهای علت‌شناختی مطرح می‌کند که باید در نظر گرفته شوند. پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی، نمونه‌های بیشتری از جمعیت‌های غیردانشجویی مورد آزمون قرار گیرند. تکرار این پژوهش در افرادی که واجد رگه‌هایی از اختلال‌های روان‌شناختی محور یکم و دوم هستند نیز می‌تواند در بسط مفهوم‌سازی‌های موجود در این حوزه یاری‌رسان باشد.

سپاسگزاری

از کلیهٔ دانشجویانی که در انجام این پژوهش یاری‌رسان بوده‌اند، تشکر و قدردانی می‌شود.

موازین اخلاقی

در این پژوهش پیش از اجرای آزمون، توضیحات لازم پیرامون هدف تحقیق و کاربردهای آن، برای کلیهٔ شرکت‌کنندگان ارائه شد، و رضایت آن‌ها از شرکت در پژوهش اخذ گردید.

تعارض منافع

بنا بر اظهار نویسندگان، این مقاله حامی مالی و تعارض منافع ندارد.

منابع

ذبیح‌زاده، عباس. (۱۳۹۷). *مفهوم‌بندی فرهنگی حریم خصوصی در ارتباط درمانی بین روان‌درمانگر و درمانجو*. رسالهٔ دکتری روان‌شناسی بالینی، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکدهٔ علوم تربیتی و روان‌شناسی. [پیوند]

عبدولی، مصطفی. (۱۳۹۸). *فاصلهٔ بینافردی مطبوع در افراد مبتلا به اختلال شخصیت مرزی*. پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد روان‌شناسی بالینی، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکدهٔ علوم تربیتی و روان‌شناسی. [پیوند]

فرح بیجاری، اعظم.، پیوسته‌گر، مهرانگیز.، و ظریف جلالی، زهرا. (۱۳۹۲). مقایسهٔ ابعاد خودپنداره و سازگاری در افراد خودشیفتهٔ سازگار و ناسازگار. *مطالعات روان‌شناختی*، (۴)۹، ۱۲۷-۹۹. [پیوند]

مظاهری، محمدعلی.، ملکی، قیصر.، و ذبیح‌زاده، عباس. (۱۳۹۱). بررسی رابطهٔ بین نام شخصی افراد و حرمت خود و خودپندارهٔ آن‌ها. *فصلنامهٔ روان‌شناسی کاربردی*، ۲۲، ۷۲-۵۹. [پیوند]

نیکدل، فریبرز.، دهقان، مریم.، و نوشادی، ناصر. (۱۳۹۶). نقش واسطه‌ای استدلال اخلاقی در رابطهٔ خودپنداره و فراشناخت اخلاقی با رفتار اخلاقی دانش‌آموزان دبیرستانی. *فصلنامهٔ روان‌شناسی تربیتی*، ۴۶، ۱۴۳-۱۲۳. [پیوند]

Abdevali, M., Mazaheri, M. A., Besharat, M. A., Zabihzadeh, A., & Green, J. D. (2021). Borderline Personality Disorder and larger comfortable interpersonal distance in close relationships. Personality & Individual Diffrencess. *Personality and Individual Differences*, *182*, 1-6. [Link]

Akbarian, H., Mazaheri, M. A., Zabihzadeh, A., & Green, J. D. (2020). Attachment-related anxiety and avoidance and regulation of interpersonal distance in close relationships. *Current Psychology*, *234*, 1-7. [Link]

Bowlby, J. (1988). A secure base: Parent-child attachment and healthy human development. New York, NY, US: Basic Books. [Link]

Caligor, E., Kernberg, O. F., Clarkin, J. F., & Yeomans, F. E. (2018). *Psychodynamic therapy for personality pathology: Treating self and interpersonal functioning*. American Psychiatric Pub. [Link]

Duke, M. P., & Nowicki, S. (1972). A new measure and social-learning model for interpersonal distance. *Journal of Experimental Research in Personality*, *6*(3), 119–132. [Link]

Fineberg, S. K., Leavitt, J., Landry, C. D., Neustadter, E. S., Lesser, R. E., Stahl, D. S., ... & Corlett, P. R. (2018). Individuals with Borderline Personality Disorder show larger preferred social distance in live dyadic interactions. *Psychiatry research*, *260*, 384-390. [Link]

Hall, E. T. (1966). *The hidden dimension*. New York, NY: Doubleday. [Link]

Hayduk, L. A. (1983). Personal space: Where we now stand. *Psychological bulletin*, *94*(2), 293-300. [Link]

Kawamoto, T. (2020). The moderating role of attachment style on the relationship between self-concept clarity and self-esteem. *Personality and Individual Differences*, *152*, 109604. [Link]

Layden, E. A., Cacioppo, J. T., & Cacioppo, S. (2018). Loneliness predicts a preference for larger interpersonal distance within intimate space. *PloS one*, *13*(9), e0203491. [Link]

Lloyd, D. M. (2009). The space between us: A neurophilosophical framework for the investigation of human interpersonal space. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, *33*(3), 297-304. [Link]

Maier, A., Gieling, C., Heinen-Ludwig, L., Stefan, V., Schultz, J., Güntürkün, O., ... & Scheele, D. (2020). Association of childhood maltreatment with interpersonal distance and social touch preferences in adulthood. *American journal of psychiatry*, *177*(1), 37-46. [Link]

Nandrino, J. L., Ducro, C., Iachini, T., & Coello, Y. (2017). Perception of peripersonal and interpersonal space in patients with restrictive-type anorexia. *European Eating Disorders Review*, *25*(3), 179-187. [Link]

Nechamkin, Y., Salganik, I., Modai, I., & Ponizovsky, A. M. (2003). Interpersonal distance in schizophrenic patients: relationship to negative syndrome. *International Journal of Social Psychiatry*, *49*(3), 166-174. [Link]

Perry, A., Nichiporuk, N., & Knight, R. T. (2016). Where does one stand: a biological account of preferred interpersonal distance. *Social cognitive and affective neuroscience*, *11*(2), 317-326. [Link]

Rinn, A. N., & Cunningham, L. G. (2008). Using self-concept instruments with Highability college students: reliability and validity evidence. *Gifted Child Quarterly*, *52*(3): 232-242. [Link]

Sawada, Y. (2003). Blood pressure and heart rate responses to an intrusion on personal space. *Japanese Psychological Research*, *45*(2), 115-121. [Link]

Welsch, R., von Castell, C., & Hecht, H. (2020). Interpersonal distance regulation and approach-avoidance reactions are altered in psychopathy. Clinical Psychological Science, 8(2), 211-225. [Link]

Quarterly of Applied Psychology, Vol. 15, No. 2 (58), Summer 2021, 227-248

ISSN: 2008-4331- eISSN: 2645- 3541

Research Article

Construction, Validation and Reliability of Oppositional Defiant and Conduct Disorder Questionnaire for Boys in Elementary School in Tabriz based on DSM-5*

A. Motamedin[1], D. Hosseininasab[2*] & M. Alivandie Vafa[2]

1. Ph.D. Student of Educational Psychology, Department of Literature and Humanities, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran.
2. Prof., Dept. of Psychology, Department of Literature and Humanities, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran. Email: d.hosseininasab@gmail.com
3. Assistant Pro., Dept. of Psychology, Department of Literature and Humanities, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran.

Received: 3 March 2021

Accepted: 20 June 2021

Abstract

Aim: The aim of this study was making a questionnaire for diagnosis of Oppositional Defiant and Conduct Disorder in primary boys' school (6-12 years old) and to assess its validity and reliability. **Method:** The research method was descriptive correlational. A total of 1200 male elementary school students in Tabriz were selected by multi-stage random sampling method and with the cooperation of mothers of the same students, the questionnaire was constructed based on DSM-5. **Results:** The results of exploratory factor analysis using independent Varimax rotation introduced three independent conduct factors, argumentative/defiant behavior and angry/irritable mood that explained 15.79%, 14.75% and 14.06% of the variance of variables and 44.61% of the total variance of variables, respectively. In order to assess the validity, the Eigevalue method was used more than 1 and the results showed that both the three factors and the whole questionnaire have good validity. Cronbach's alpha coefficient in assessing the reliability of the three factors of the questionnaire was 0.74, 0.60, 0.74 and for the whole questionnaire (α=0.77), respectively. The mean prevalence of conduct disorder, argumentative/defiant behavior and angry/irritable mood behavior of children in the sample group were 2.7%, 7.8% and 15.6%, respectively, based on DSM-5 dimensional approach. **Conclusion:** Considering the desirable behavioral characteristics of Oppositional Defiant and Conduct Disorder Questionnaire, this tool can be used for research and clinical applications.

Key words: *Reliability, Factor Analysis, Conduct, Oppositional Defiant, DSM- 5*

Citation: Motamedin, A., Hosseininasab, D., & Alivandie Vafa, M. (2021). Construction, Validation and Reliability of Oppositional Defiant and Conduct Disorder Questionnaire for Boys in Elementary School in Tabriz based on DSM-5*. *Quarterly of Applied Psychology, 15(2):227-248.*

فصلنامهٔ علمی- پژوهشی روان‌شناسی کاربردی، دورهٔ ۱۵، شمارهٔ ۲ (۵۸)، تابستان ۱۴۰۰، ۲۴۸-۲۲۷
ISSN: 2008-4331- eISSN: 2645- 3541

مقاله پژوهشی

ساخت، رواسازی و تعیین پایایی پرسشنامهٔ اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان پسر مقطع ابتدایی شهر تبریز بر اساس DSM-5*

آیدین معتمدین[۱]، سیّدداود حسینی‌نسب[۲*] و مرضیه علیوندی وفا[۲]

۱. دانشجوی دکتری تخصصی روان‌شناسی تربیتی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز، تبریز، ایران.
۲. استاد گروه روان‌شناسی، دانشکده دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز، تبریز، ایران. ایمیل: d.hosseininasab@gmail.com
۳. استادیار گروه روان‌شناسی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز، تبریز، ایران.

دریافت مقاله: ۹۹/۱۲/۱۳
پذیرش مقاله: ۱۴۰۰/۰۳/۳۰

چکیده

هدف: هدف از پژوهش حاضر ساخت پرسشنامه‌ای برای تشخیص اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک در کودکان پسر مقطع ابتدایی (۶ الی ۱۲ ساله) و بررسی روایی و پایایی آن بود. **روش:** روش پژوهش توصیفی از نوع همبستگی بود. تعداد ۱۲۰۰ نفر دانش‌آموز پسر مقطع ابتدایی شهر تبریز با روش نمونه‌گیری تصادفی چندمرحله‌ای انتخاب شدند و با همکاری مادران همان دانش‌آموزان پرسشنامهٔ مورد نظر بر اساس DSM-5 ساخته شد. **یافته‌ها:** نتایج تحلیل عاملی اکتشافی با استفاده از چرخش مستقل واریماکس، سه عامل مستقل سلوک، رفتار جروبحث و خلق خشمگین و تحریک‌پذیر را معرفی کرد که به ترتیب ۱۵/۷۹٪، ۱۴/۷۵٪ و ۱۴/۰۶٪ واریانس متغیرها و بر روی هم ۴۴/۶۱٪ کل واریانس متغیرها را تبیین می‌کردند. برای بررسی روایی از روش ارزش ویژه بیشتر از ۱ استفاده شد و نتایج نشان داد که هم عوامل سه‌گانه و هم کل پرسشنامه از روایی مطلوب برخوردارند. مقدار ضریب آلفای کرونباخ در بررسی پایایی عوامل سه‌گانه پرسشنامه به ترتیب برابر با ۰/۷۴، ۰/۶۰، ۰/۷۴ و برای کل پرسشنامه (α=۰/۷۷) به دست آمد. میانگین شیوع اختلال سلوک، رفتار جر و بحث و خلق خشمگین و تحریک‌پذیر کودکان گروه نمونه، طبق تعیین وضعیت اختلالات بر اساس رویکرد ابعادی DSM-5 در وضعیت «متوسط تا شدید» به ترتیب برابر با ۲/۷٪، ۷/۸٪ و ۱۵/۶٪ به دست آمد. **نتیجه‌گیری:** با توجه به خصوصیات رفتارسنجی مطلوب پرسشنامه اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان می‌توان از این ابزار برای کاربردهای تحقیقاتی و بالینی استفاده کرد.

کلید واژه‌ها: *پایایی، تحلیل عاملی، سلوک، لجبازی و نافرمانی، DSM-5*

استناد به این مقاله: معتمدین، آیدین.، حسینی‌نسب، داود.، و علیوندی وفا، مرضیه. (۱۴۰۰). ساخت، رواسازی و تعیین پایایی پرسشنامه اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان پسر مقطع ابتدایی شهر تبریز بر اساس DSM-5*. *فصلنامهٔ علمی- پژوهشی روان‌شناسی کاربردی*، ۱۵ (۲ پیاپی ۵۸): ۲۴۸-۲۲۷.

مقدمه

سلامت روانی و رفتاری کودکان همچون بزرگسالان از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. هرچند، تنوع رفتاری و عملکردی کودکان امری طبیعی است، اما در مواردی عده‌ای از کودکان رفتارهایی را از خود نشان می‌دهند که می‌توان از آن‌ها با عنوان «اختلال رفتاری[1]» نام برد. در تبیین علل اختلالات رفتاری کودکان، دیدگاه‌ها و نظریه‌های متعددی در حوزه روان‌شناسی کودک متمرکز شده‌اند که از برجسته‌ترین آن‌ها می‌توان به الگوهای نظری زیست‌شناختی و رفتارگرایی اشاره کرد. یکی از روش‌های مهم تحقیقات در زمینهٔ شناسایی و تشخیص اختلالات رفتاری کودکان، آزمون‌سازی است که تلاش می‌کند با تهیهٔ ابزارهای تشخیصی استاندارد و مناسب در تشخیص درست و افتراقی اختلالات رفتاری کودکان به متخصصان و درمانگران کودک در کنار معاینه‌های بالینی کمک کند. کودکان دارای اختلال حاد رفتاری معمولا در بدو ورود به دبستان و در مقطع ابتدایی (۶ الی ۱۲ سالگی) بیشتر شناخته می‌شوند (شرودر و گوردون، ۱۳۹۳؛ مقدم، یاسمی، بینا، عبدالمالکی و باقری‌یزدی، ۱۳۸۱). بر اساس پنجمین نسخهٔ تشخیصی و آماری اختلالات روانی (DSM-5)[2] همهٔ اختلالات رفتاری با مشکلاتی در کنترل هیجانی و رفتاری مشخص می‌شوند (انجمن روانپزشکی آمریکا[3]، ۱۳۹۶). منظور از اختلالات و مشکلات رفتاری کودکان، ناسازگاری‌های رفتاری و هیجانی است (کاپلند، انگلد، کاستلو و ایگر، ۲۰۱۳)، که از حدود هنجاری خارج شده (شفیع‌پور، شیخی، میرزایی و کاظم‌نژاد لیلی، ۱۳۹۴)، دائمی بوده و ضمن عدم تناسب با سن کودک، منجر به مشکلات تحصیلی می‌شوند (حیدری، عظیمی، محمودی و محمدپور، ۱۳۸۵). متخصصان در بحث هنجارها، گاه به هنجارهای «اجتماعی- فرهنگی»، گاه به هنجارهای «آماری» و گاه به هنجارهای «رشدی» روی آورده (نجمی، ۱۳۹۵؛ عابدی و قوام، ۱۳۸۸) و وجود یا عدم وجود اختلال رفتاری در کودکان را تشخیص می‌دهند (حمید، ۱۳۹۸).

در بررسی ادبیات و الگوهای نظری پژوهش با پنج الگوی نظری زیست‌شناختی[4]، روان‌پویشی (روان‌کاوی[5])، رفتارگرایی[6]، شناخت‌گرایی[7] و انسان‌نگری- هستی‌نگر[8] (هیئت مؤلفان، ۱۳۹۱) مواجه می‌شویم که علل و عوامل اختلالات و مشکلات رفتاری کودکان را تبیین و توجیه می‌کنند.

---

[1] Behavioral disorder
[2] Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders: Fifth Edition (DSM-5)
[3] American Psychiatric Association (APA)
[4] Biological
[5] psychoanalysis
[6] behaviorism
[7] cognitivism
[8] humanism- existentialism

طبق نظریه‌های مکانیسم‌های دفاعی فروید[1]، دلبستگی بالبی[2]، یادگیری اجتماعی و مشاهده‌ای بندورا[3]، سلسله مراتب نیازهای مزلو[4]، رشد روانی- اجتماعی اریکسون[5] و رشد روانی- جنسی فروید[6] علل شکل‌گیری اختلالات و مشکلات رفتاری کودکان از دیدگاه‌ها و نظریه‌های مختلف قابل تبیین و تفسیر است (آگاروال، لیندگارد و ماروا‌ها،۲۰۲۰؛ گرانکویست، میکولینکر و شاور، ۲۰۲۰؛ بندورا و هال، ۲۰۱۸؛ کدیور، ۱۳۹۶؛ بِرک، ۱۳۹۶؛ یوربان، ۲۰۲۰؛ لی، ۲۰۲۰؛ وینی‌کات، ۲۰۱۹؛ دانفورث و دیلر، ۲۰۲۰).

بر اساس یافتهٔ تحقیقات، اختلالات و مشکلات رفتاری کودکان غالباً در آغازین سال‌های دورهٔ ابتدایی شروع شده و میزان شیوع آن‌ها در میان کودکان سن مدرسه بین دامنه‌ای از حتی کمتر از یک درصد تا ۴۰ درصد پراکنده و متفاوت است (به عنوان مثال: نَرزیسی، پوسادا، باربیری، چریکونی، سیوفولینی، پینزینو و موراتوری، ۲۰۲۰؛ وادل، شفرد، سشفارتز و بارینس، ۲۰۱۴؛ رواقی، مهرعلیان و شاهقلیان،۱۳۸۰؛ کشکولی، ۱۳۸۲؛ مقدم و همکاران، ۱۳۸۱)؛ مسأله‌ای که بی‌شک نیازمند توجه جدی است. میزان شیوع اختلالات رفتاری کودکان در تحقیق کاپلند و همکاران (۲۰۱۳) از ۰/۸ درصد تا ۳/۳ درصد گزارش شده است؛ در حالی‌که جاری، کلیشادی، اردلان، طاهری، تسلیمی و مطلق (۱۳۹۵) میزان شیوع اختلالات رفتاری را در بین دانش‌آموزان اول ابتدایی ۲/۴۷٪ به دست آوردند.

بر اساس نتایج مطالعات در جوامع مختلف، شیوع اختلالات رفتاری- هیجانی در کودکان متفاوت و گاهی ضد و نقیض گزارش شده است. به عنوان مثال، ماتسورا، اکوبو، تورو، کوجیما، هی، شن و لی (۱۹۹۳) در پژوهشی بر روی کودکان سه کشور ژاپن، چین و کُره با استفاده از «پرسشنامه فرم راتر والدین[7]»، میزان شیوع اختلالات رفتاری- هیجانی را به ترتیب برابر با ۳/۹ الی ۱۲ درصد، ۷ الی ۸/۳ درصد و ۱۴/۱ الی ۱۹/۱ درصد گزارش کردند. انجمن روانپزشکی آمریکا (۱۳۹۶) میزان شیوع «اختلال سلوک[8]» در کودکان را از ۲ تا ۱۰ درصد با میانگین ۴ درصد؛ ستیوانی، آردانی، یونیار، آتیکا و سیلوتی (۲۰۲۰) در کودکان اندونزی ۳۳ درصد؛ میشرا، میشرا و دویودی (۲۰۱۵) در کودکان ۶ الی ۱۱ ساله هندی ۵/۵ درصد؛ سنول، یونالان، آکا و باشتورک (۲۰۱۸) ۱۴/۴درصد؛ عربان، منتظری، استاین، کریمی و مهریزی (۲۰۲۰) ۷/۵ درصد؛ وادل و همکاران

[1] Freud's defense mechanisms theory
[2] Bowlby attachment theory
[3] *Bandura's* social and observational theory
[4] Maslow's hierarchy theory
[5] Erikson's theory of psychosocial development
[6] *Freud theory of psychosexual development*
[7] Rutter's parent form questionnaire
[8] Conduct Disorder (CD)

(۲۰۱۴) ۲/۱ درصد؛ شهریوری، ناطق، عظیم‌خانی و عزیزیِ جوان (۱۳۸۹) ۶ تا ۱۶ درصد در پسران و ۲ تا ۹ درصد در دختران گزارش کرده‌اند. امینی‌نغانی، نجارپور و سماوی (۲۰۲۰) میزان شیوع «اختلال لجبازی و نافرمانی[1]» را در کودکان ۶ الی ۹ درصد؛ آگاروال و همکاران (۲۰۲۰) از ۲ تا ۱۱ درصد؛ محمدی، سلیمانیان، هشیاری، شکیبا، علوی، احمدی، ... و احمدی (۲۰۱۹) ۳/۹ درصد؛ یوسفی، شهوسی، شهوسی و ثروت‌یار (۲۰۲۰) ۹/۲ درصد و انجمن روانپزشکی آمریکا (۱۳۹۶) بین ۱ تا ۱۱ درصد با میانگین ۳/۳ درصد گزارش کردند. همچنین سکاران، کاماث، آشوک، کاماث، هجدی و دوارامان (۲۰۲۰) در کل اختلالات رفتاری در کودکان را از ۱۱/۳ درصد تا ۱۳/۶ درصد و اختلالات رفتاری برون‌سازی شده را از ۱/۹ تا ۲/۳ درصد و اختلالات رفتاری درون‌سازی شده را از ۷/۴ تا ۸/۶ درصد برآورد کردند.

همچنانکه از نتایج تحقیقات قبلی بر می‌آید در کشور ایران نیز همچون کشورهای دیگر، از میزان شیوع اختلالات رفتاری و روانی کودکان، گزارش‌های متفاوت و پرنوسانی ارائه شده است؛ گواه این ادعا - علاوه بر موارد بالا - کشکولی (۱۳۸۲) اختلالات رفتاری دانش‌آموزان مقطع ابتدایی را ۱۶/۸ درصد؛ رنجبر، نابدل و فخاری (۱۳۸۲) ۲۳/۳ درصد؛ رواقی و همکاران (۱۳۸۰) ۴۱/۳ درصد؛ شمس اسفندآبادی، امامی‌پور و صدرالسادات (۱۳۸۲) ۴۳/۳ درصد و جاری و همکاران (۱۳۹۵) از ۴/۱۵ تا ۳۱/۱ درصد گزارش کردند. درخشانپور، ایزدیار، شاهینی و وکیلی (۱۳۹۵) و چن، چن، لین، شن و گایو (۲۰۲۰) معتقدند که نتایج تحقیقات در زمینهٔ میزان شیوع اختلالات و مشکلات رفتاری کودکان با یکدیگر اختلاف زیادی دارند که این امر خود شک و شبههٔ بیشتری را نسبت به نتایج تحقیقات قبلی و شواهد موجود تجربی برمی‌انگیزد.

طبق بررسی‌های به عمل آمده توسط محققان، پرسشنامهٔ استانداردی برای تشخیص اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک که بر اساس آخرین ویراست DSM-5 ساخته و هنجاریابی شود، در کشور وجود ندارد و تحقیقات پیشین، از پرسشنامه‌های ساخته شده بر اساس نسخه‌های قدیمی DSM همچون «فهرست رفتار کودک آخنباخ[2]» (آخنباخ، ۱۹۹۲)، «پرسشنامهٔ رفتار کودک ایبرگ[3]» (ایبرگ و پینکاس، ۱۹۹۹)، «پرسشنامهٔ رفتاری راتر- والدین» (مقدم و همکاران، ۱۳۸۱) و «پرسشنامهٔ توانایی‌ها و مشکلات (SDQ)[4]» (تهرانی‌دوست، شهریور، پاکباز، رضایی و احمدی، ۱۳۸۵) استفاده کرده‌اند. نتایج نگاه نقادانه به ابزارهای موجود بیانگر این است که همهٔ

[1] Oppositional Defiant Disorder (ODD)
[2] Achenbach's Manual for the child behavior checklist
[3] Eyberg's Child Behavior Inventory
[4] Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ)

آن‌ها بر اساس معیارها و ملاک‌های نسخه‌های قدیمی DSM تهیه شده و بر روی جمعیت‌های آماری کشور بومی‌سازی نشده‌اند؛ بنابراین، خلأ ابزار حاضر کاملا مشهود است.

اختلالات رفتاری در کودکان در صورت عدم تشخیص و درمان به موقع، احتمال ابتلای آنان به اختلالات روانپزشکی در نوجوانی (کوچلاین، دونادو، بردی و کوسوسکی، ۲۰۱۸)، اختلالات روانی در بزرگسالی (ستیوانی و همکاران، ۲۰۲۰) و مشکلات اساسی دیگر چون بزهکاری، سوءمصرف مواد مخدر و اختلال شخصیت را افزایش داده (هندریکس، دی‌راک، ماراس، دایل‌من، گریتسن، پورپر-آکیل و استریت، ۲۰۲۰؛ یوربان، ۲۰۲۰؛ پاراباهاران و اسپادافورا، ۲۰۱۹؛ جاری و همکاران، ۱۳۹۵؛ لی، ۲۰۲۰؛ زانگ، لی، زانگ، پایلر و گویرتز، ۲۰۲۰؛ عابدی و قوام، ۱۳۸۸؛ مریل، مولینا، کاگس، گناکی، آلتزورا، مک‌فی و پلهام، ۲۰۱۹)، همچنین منجر به ابتلای کودکان به اختلالات دیگری از قبیل اختلالات یادگیری، اضطراب و افسردگی می‌گردد (تاندون و پرگ‌جیکا، ۲۰۱۷؛ ماگنین و مارس، ۲۰۱۷). بر این اساس، تشخیص و شناسایی اختلالات و مشکلات رفتاری-هیجانی کودکان به عنوان عوامل مؤثر بر شاخص‌های یادگیری آموزشگاهی بی‌تردید از اولین و اصلی‌ترین محورهای هدایت‌کنندهٔ غالب پژوهش‌های روان‌شناسی تربیتی است (درخشان، سیف، کیامنش و أحدی، ۱۳۹۶) که این امر دغدغه اصلی محققان را نیز شکل می‌دهد (وایت‌کمب، ۲۰۱۳؛ هینس، موری، مایز، هریس، ویگا، رابینسون و جکسون، ۲۰۲۰).

در کل، با توجه به آسیب‌پذیری قشر کودکان و اهمیت نیازهای بهداشت روانی آن‌ها در قالب پیشگیری نوع اول (آریایی‌نژاد و آریایی‌نژاد، ۱۳۹۶)، لزوم تشخیص زودهنگام و به‌موقع مشکلات و اختلالات رفتاری-هیجانی کودکان مقطع ابتدایی (داگلاس، ۱۳۹۳؛ دانشمند خوراسگانی و یوسفی، ۱۳۹۶؛ کارلسون، هوک، جورج، کمپی‌نی، یل، مک‌کارتنی و ویست، ۲۰۲۰)، قبول این واقعیت که برای تشخیص و درمان اختلالات و مشکلات عاطفی و رفتاری کودکان باید ابزارها و مقیاس‌های تخصصی ویژه‌ای وجود داشته باشد (وایت‌کمب، ۲۰۱۳؛ نجمی، ۱۳۹۵)، از یک طرف، و بروز و ظهور منابع علمی غنی بین‌المللی همچون کتابچه راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روانی[1] (DSM) - به عنوان یک روش معتبر و مقبول برای طبقه‌بندی اختلالات روانی کودکان و بزرگسالان در سطح بین‌المللی (پارک و پارک،۲۰۲۰؛ روشن‌چسلی، جلالی و پوراحمدی اسفستانی، ۱۳۹۷)، و تشکیل «اختلال لجبازی و نافرمانی» در DSM-5 از سه خرده مقیاس مستقل به نام‌های الف) خلق خشمگین/ تحریک‌پذیر[2]، ب) رفتار جر و بحث/ نافرمانی[3] و ج)

[1] Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM)

[2] angry/irritable mood

[3] argumentative/defiant behavior

کینه‌جویی[1] از طرف دیگر، هدف اساسی پژوهش حاضر ساخت، رواسازی، تعیین پایایی و تعیین «وضعیّت/شدّت» برای دو اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان پسر مقطع ابتدایی شهر تبریز بر اساس DSM-5 بود.

با توجه به هدف پژوهش، سؤال اساسی تحقیق حاضر این بود که آیا تهیه و تدوین آزمونی برای تشخیص اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان پسر مقطع ابتدایی شهر تبریز بر اساس DSM-5 امکان‌پذیر است؟ و آیا آزمون محقق‌ساختهٔ تشخیص اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان پسر مقطع ابتدایی از روایی و پایایی لازم برخوردار است؟ همچنین این سؤال مطرح بود که آیا اختلال لجبازی و نافرمانی می‌تواند از ترکیب سه اختلال مستقل: «خلق خشمگین/ تحریک‌پذیر»، «رفتار جر و بحث» و «کینه‌جویی» مطرح شده در DSM-5 تشکیل شود؟

روش پژوهش

روش پژوهش توصیفی از نوع همبستگی بود. جامعهٔ آماری پژوهش حاضر را کلیهٔ دانش‌آموزان پسر مقطع ابتدایی و مادران آن‌ها تشکیل می‌دادند که این دانش‌آموزان در سال تحصیلی ۱۳۹۹-۱۳۹۸ در دبستان‌های شهر تبریز مشغول به تحصیل بودند. برای انتخاب دانش‌آموزان از روش «نمونه‌گیری تصادفی چندمرحله‌ای» استفاده شد (سرمد، بازرگان و حجازی، ۱۳۹۵). در زمینهٔ حجم نمونه در ساخت آزمون به روش تحلیل عاملی، متخصصان و دانشمندان علم روانسنجی و آزمون‌سازی تعداد افراد نمونه ۱۰۰۰ نفر را عالی گزارش کرده‌اند (مایرز، ۱۳۹۵؛ سرمد و همکاران، ۱۳۹۵؛ و مصرآبادی، ۱۳۹۸)؛ بنابراین، در این مطالعه به منظور ساخت پرسشنامه مورد نظر، ۱۲۰۰ نفر دانش‌آموز مقطع ابتدایی و مادران آن‌ها به عنوان اعضای گروه نمونه انتخاب شدند. به علت مخدوش بودن ۱۰۹ پرسشنامه، در نهایت ۱۰۹۱ عدد پرسشنامه به کمک نرم افزار «بسته آماری برای تجزیه و تحلیل داده‌های علوم اجتماعی» (SPSS)[2] نسخه ۲۱ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

ابزار پژوهش

ابزار پژوهش حاضر، پرسشنامهٔ محقق‌ساخته‌ای بود که برای ساخت آن، با مطالعهٔ منابع تحقیقاتی موجود در داخل و خارج از کشور، فیش‌برداری‌های لازم صورت گرفت؛ سپس فرایند ساخت

[1] vindictiveness

[2] Statistical Package for the Social Silences (SPSS)

پرسشنامه تشخیص اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان پسر شهر تبریز، به شرح روش اجرا و یافته‌ها پیش رفت.

روش اجرا

برای ساخت پرسشنامۀ مورد نظر، تعداد ۲۰ گویه اولیه برای اختلال لجبازی و نافرمانی (۷ گویه از ابزارهای قبلی، ۵ گویه از نظر متخصصان و ۸ گویه از DSM-5) و ۳۰ گویه برای اختلال سلوک (۱۰ گویه از ابزارهای قبلی، ۵ گویه از نظر متخصصان و ۱۵ گویه از DSM-5) تهیه شد. با استفاده از روش دلفی (سرمد و همکاران، ۱۳۹۵) به منظور تأیید روایی صوری و محتوایی سؤالات، این گویه‌ها در اختیار ۵ نفر از اساتید متخصص (۲ نفر روانشناس کودک و ۲ نفر روانشناس تربیتی و یک نفر روانپزشک) قرار گرفت. در این مرحله، ۱۰ گویه از گویه‌های لجبازی و نافرمانی و ۱۵ گویه از سؤال‌های اختلال سلوک به علل مختلف مانند تکراری بودن، داشتن همپوشانی نظری بالا با یکدیگر یا مغایرت نسبی با ملاک‌های تشخیص افتراقی DSM-5 (شولتز و شولتز، ۱۳۹۶) حذف شدند. در گام بعدی، سؤالات آماده شده به کمک یک نفر استاد زبان و ادبیات فارسی از لحاظ نگارش و دستور زبان بررسی و اصلاح شد. پس از بررسی نهایی گویه‌ها، دفترچه سؤالات و پاسخ‌نامه با پیروی از اصول ساخت پرسشنامه (سرمد و همکاران، ۱۳۹۵؛ رضویه، ۱۳۹۶؛ سیف، ۱۳۹۴) طراحی شد. پس از گرفتن مجوز اجرای تحقیق بر روی مادران دانش‌آموزان پسر مقطع ابتدایی شهر تبریز از اداره کل آموزش و پرورش استان آذربایجان‌شرقی، سؤالات پرسشنامۀ اولیه به صورت مقدماتی در بین ۷۵ نفر از مادران دانش‌آموزان به منظور رفع ابهامات لازم اجرا شد. ضمن بررسی نظرات مادران برای اصلاح سؤالات و رفع اشکالات احتمالی، تعداد ۲ گویه از سؤالات اختلال لجبازی و نافرمانی و ۴ سؤال از گویه‌های اختلال سلوک به علت مبهم بودن برای مادران و داشتن اصطلاحات پیچیدۀ علمی و ناآشنا از نظر آن‌ها - زیر نظر دو استاد روان‌شناسی و یک نفر روان‌پزشک کودک و نوجوان- مجددا حذف شدند و نهایتاً پرسشنامه‌ای با ۱۹ سؤال (۸ سؤال برای اختلال لجبازی و نافرمانی و ۱۱ سؤال برای اختلال سلوک) که کاملا با ملاک‌ها و معیارهای تشخیص افتراقی DSM-5 منطبق بودند، بر روی گروه نمونه (n=۱۲۰۰) اجرا شد. بدین منظور سؤالات پرسشنامۀ اولیه ۱۹ سؤالی در اختیار مادران دانش‌آموزان گروه نمونه مقطع ابتدایی قرار گرفت و مادران همان دانش‌آموزان از دیدگاه خودشان، به سؤالات اولیۀ پرسشنامۀ اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان پاسخ دادند.

تحلیل داده‌ها و نتایج

برای یافتن پاسخ به سؤال اساسی پژوهش، ۱۹ ماده با روش تحلیل عوامل اکتشافی[1]، چرخش متعامد[2] از نوع واریماکس[3] و حداقل بار عاملی ۰/۵۵ تحلیل عوامل شدند (مصرآبادی، ۱۳۹۸). پیش‌فرض‌های لازم برای تحلیل عاملی شامل میزان شاخص کایزر-مایر-اُلکین (اندازه‌گیری کفایت نمونه‌گیری)، حدود خی اسکوئر، درجه آزادی و معناداری آزمون کرویت بارتلت (۰/۹۳= *KMO*[4]؛ x^2 = ۵۱۰۷/۶۹۹ ، df = ۱۷۱ ، p = ۰/۰۰۰۱) بیانگر مهیا بودن شرایط برای شروع تحلیل عاملی بودند (مایرز، ۱۳۹۵؛ و مصرآبادی، ۱۳۹۸). با در نظر گرفتن میزان اشتراک اولیه حداقل ۱، مقادیر اشتراک برای تمامی گویه‌ها استخراج شد. در تحلیل عاملی اولیه ۳ عامل استخراج شد که از ارزش ویژه[5] بیشتر از ۱ برخوردار بودند. ملاک نگهداری تعداد عامل‌ها حداقل مقدار ارزش ویژه ۱ لحاظ شد. جدول (۱) مؤلفه‌ها، مقادیر ویژه اولیه، واریانس و مجموع مجذورات بارهای عاملی قبل و بعد از چرخش مستقل واریماکس را بر اساس مایرز (۱۳۹۵) نشان می‌دهد.

جدول ۱. واریانس و مقادیر ویژه قبل و بعد از چرخش عامل‌ها

مؤلفه	مقادیر ویژه اولیه			مجموع مجذورات بارهای عاملی استخراج شده (قبل از چرخش)			مجموع مجذورات بارهای عاملی (بعد از چرخش)		
	کل	٪ واریانس	٪ تراکمی	کل	٪ واریانس	٪ تراکمی	کل	٪ واریانس	٪ تراکمی
۱	۵/۷۷	۳۰/۳۸	۳۰/۳۸	۵/۷۷	۳۰/۳۸	۳۰/۳۸	۳/۰۰	۱۵/۷۹	۱۵/۷۹
۲	۱/۶۸	۸/۸۳	۳۹/۲۱	۱/۶۸	۸/۸۳	۳۹/۲۱	۲/۸۰	۱۴/۷۵	۳۰/۵۵
۳	۱/۰۳	۵/۴۰	۴۴/۶۱	۱/۰۳	۵/۳۹	۴۴/۶۱	۲/۶۷	۱۴/۰۶	۴۴/۶۱
۴	۰/۸۷	۴/۵۶	۴۹/۱۶						
۵	۰/۸۳	۴/۳۴	۵۳/۵۰						

از ۳ مؤلفهٔ کشف شده به کمک تحلیل مؤلفه‌های اصلی، مؤلفهٔ اول قبل از چرخش به تنهایی ۳۰/۳۸٪ کل واریانس را تبیین می‌کرد، در حالی که بعد از چرخش، این تبیین به ۱۵/۷۹٪ کاهش و قدرت تبیین بقیه عامل‌ها نسبت به قبل از چرخش افزایش پیدا کرده است. در بررسی ماتریس مؤلفه‌های استخراج شده به روش مستقل واریماکس، معلوم شد که از ۱۹ سؤال، ۱۶ سؤال بر روی مؤلفه اول قرار گرفته‌اند. از

[1] Explanatory Factor Analysis (EFA)
[2] Orthogonal
[3] Varimax
[4] Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)
[5] Eigevalue

آن‌جایی که این یافته با داده‌های خام قبلی تفاوت چندانی نداشت (مایرز، ۱۳۹۵)؛ بنابراین دست به چرخش ماتریس زده شد. در ماتریس مؤلفه‌های چرخش‌یافته، عامل‌یابی همبستگی‌ها با مقدار زیر ۰/۵۵ (یک گویه از سؤال‌های سلوک) حذف شد و نهایتا سه عامل مستقل با ۷، ۶ و ۵ سؤال به طور مجزا به دست آمد. علت استفاده از چرخش مستقل واریماکس این بود که مشخص شد بین مؤلفه‌ها همبستگی پایینی وجود دارد. سؤالات نهایی برای هر سه عامل به ترتیب در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول ۲. عامل‌ها، سؤال‌ها و بارهای عاملی پرسشنامهٔ اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان به ترتیب استخراجی در تحلیل عاملی

عامل		شماره و سؤال	بارعاملی
اول: سلوک		۱. اغلب از مدرسه می‌گریزد یا جین فنگ می‌شود.	۰/۶۶
		۲. اغلب با وجود ممنوعیت‌های والدین، بدون اجازه بیرون می‌رود و یا شب دیر به خانه بر می‌گردد.	۰/۶۳
		۳. به زور وارد خانه، ساختمان یا اتومبیل کسی شده است.	۰/۶۱
		۴. عملا به آتش افروزی، به قصد صدمه زدن جدی، مبادرت کرده است.	۰/۵۸
		۵. عمدا اموال دیگران را تخریب کرده است (غیر از آتش افروزی).	۰/۵۶
		۶. از لحظ جسمانی با حیوانات بی‌رحم بوده / یا بیرحم است.	۰/۵۵
		۷. اغلب برای به دست آوردن کالاها یا مساعدت، دروغ می‌گوید یا از تعهدات خود اجتناب می‌کند (دیگران را «گول می‌زند»).	۰/۴۷
لجبازی و نافرمانی	دوم: رفتار جر و بحث	۱. از لحظ جسمانی با دیگران بی‌رحم است.	۰/۶۵
		۲. اغلب به طور عمدی دیگران را آزرده است.	۰/۶۳
		۳. اغلب دعواهای جسمانی را شروع می‌کند.	۰/۵۸
		۴. اغلب با صاحبان قدرت مانند: رئیس، معلم، راننده یا بزرگسالان جر و بحث می‌کند.	۰/۵۶
		۵. اغلب با دیگران قلدری می‌کند، آنها را تهدید یا مرعوب می‌کند.	۰/۵۴
		۶. برای آسیب رساندن یا دزدی از دیگری از بطری، شیشه و وسایلی از این قبیل استفاده می‌کند / یا استفاده کرده است.	۰/۴۷
	سوم: خلق خشمگین و تحریک پذیر	۱. اغلب خشمگین و دلخور است.	۰/۶۷
		۲. اغلب زودرنج است یا به راحتی آزرده می‌شود.	۰/۶۶
		۳. اغلب از کوره در می‌رود.	۰/۶۲
		۴. حداقل دوبار ظرف مدت شش ماه گذشته کینه‌توز بوده است.	۰/۶۰
		۵. اغلب دیگران را برای اشتباهات یا بدرفتاری‌های خودش سرزنش می‌کند.	۰/۴۹

در مرحله بعدی، برای قابل درک و معنادارسازی عامل‌ها (مایرز، ۱۳۹۵) و بر اساس مشابهت معنایی نشانگرها در داخل هر مؤلفه (مصرآبادی، ۱۳۹۸) برای عامل اول نام مستقل «اختلال سلوک» و برای عامل دوم نام «رفتار جر و بحث» و برای عامل سوم نام «خلق خشمگین و تحریک‌پذیر» (دقیقا بر اساس DSM-5) انتخاب شد. از آن‌جایی که DSM-5 دو خرده مقیاس «رفتار جر و بحث/ نافرمانی» و «خلق خشمگین/ تحریک‌پذیر» را ترکیبا ذیل عنوان اختلال «لجبازی و نافرمانی» آورده است، در تحقیق حاضر نیز از ترکیب دو عامل دوم و سوم، سؤال‌های «اختلال لجبازی و نافرمانی» به دست آمد. در کل، می‌توان گفت پرسشنامه سه عاملی تشکیل یافته از ۱۸ سؤال، بیش از ۴۴/۶۱٪ داده‌ها را به ترتیب زیر تبیین می‌کردند: عامل اول (اختلال سلوک) ۷ سؤال با ۱۵/۷۹٪، عامل دوم (رفتار جر و بحث) ۶ سؤال با ۱۴/۷۵٪ و عامل سوم (خلق خشمگن و تحریک‌پذیر) ۵ سؤال با ۱۴/۰۶٪ واریانس تبیین‌شده.

روایی پرسشنامه اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان

در تحلیل عاملی، ارزش ویژه نقش اساسی در ضرایب روایی آزمون دارد. زیرا ارزش ویژه هر عامل به عنوان ضریب روایی عاملی می‌باشد. در این روش ارزش‌های ویژه‌ای که بالاتر از ۱ باشند، انتخاب می‌شوند (مصرآبادی، ۱۳۹۸). همان‌طور که در جدول شماره (۱) پیداست، هر سه عامل استخراج شده از ارزش ویژه بالاتر از ۱ برخوردارند. به این ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که عامل‌های استخراج شده از روایی مناسب برخوردارند. زیرا که روایی عاملی خود نوعی روایی سازه است که در روش تحلیل عاملی حاصل می‌شود (سرمد و همکاران، ۱۳۹۵)؛ همچنین اگر بر اساس آزمون بارتلت همبستگی قابل ملاحظه‌ای بین متغیرها وجود داشته باشد، از روایی تحلیل عاملی حکایت می‌کند (مایرز، ۱۳۹۵). در پژوهش حاضر آزمون بارتلت معنادار بود (ρ =۰/۰۰۰۱) و مقدار x^2 خیلی بالا (x^2 =۵۱۰۷/۶۹۹) و معنادار به دست آمد؛ بنابراین روایی تحلیل عاملی پرسشنامه اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان در حد بسیار بالا تأیید می‌شود.

پایایی پرسشنامه اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان

به منظور پی بردن به میزان «دقیق و باثبات بودن» ابزار ساخته‌شده برای کل پرسشنامه و عامل‌های سه‌گانه از روش آلفای کرونباخ استفاده شد. پایایی عامل‌های «سلوک»، «رفتار جر و بحث» و «خلق خشمگین و تحریک‌پذیر» به ترتیب برابر با ۰/۷۴، ۰/۶۰ ، ۰/۷۴ و برای کل پرسشنامه (α =۰/۷۷) به دست آمد که این ضرایب با توجه به نظر دانشمندان آمار که مقدار ضریب آلفای کرونباخ بالای ۰/۷۰ را خیلی خوب برآورد کرده‌اند (سرمد و همکاران، ۱۳۹۵؛ مایرز،

۱۳۹۵؛ مصرآبادی، ۱۳۹۸)، بجز عامل «رفتار جر و بحث» که متوسط ارزیابی می‌شود، در سطح مطلوب برآورد شده است.

تعیین وضعیت (شدت) اختلال سلوک و لجبازی و نافرمانی در کودکان

پس از اجرای پرسشنامه اختلال سلوک و لجبازی و نافرمانی کودکان که مادر به سؤالات آن پاسخ می‌دهد، باید ارزیاب اعم از روانپزشک، روانشناس، روان‌درمانگر یا مشاور مدرسه بتواند وجود یا عدم وجود اختلال در کودک را بر اساس DSM-5 دقیقاً ارزیابی و تعیین نماید تا تشخیص افتراقی نهایی این دو اختلال در کودک امکان‌پذیر گردد. نمرات تعیین وضعیت (شدت) پرسشنامه اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان بر اساس DSM-5 در دانش‌آموزان پسر گروه نمونه (n = ۱۰۹۱ ؛ میانگین سنی x = ۸/۹۴ با انحراف معیار = ۱/۸۳) در جدول شماره (۳) آمده است. در پژوهش حاضر، وجود حداقل ۲ ملاک از ۷ ملاک - با رعایت نسبت معیارهای DSM-5 که ۳ ملاک از ۱۵ ملاک است - برای وجود مشکل سلوک و وجود حداقل ۵ ملاک از ۱۱ ملاک با رعایت نسبت معیارهای DSM-5 که ۴ ملاک از ۸ ملاک است برای مشکل لجبازی و نافرمانی برای شروع اختلال در نظر گرفته شده است.

جدول ۳. تعیین وضعیت (شدت) نمرات عامل‌های سه‌گانه پرسشنامه سلوک و لجبازی و نافرمانی کودکان بر اساس DSM-5

		عامل اول: سلوک	عامل دوم: رفتار جر و بحث	عامل سوم: خلق خشمگین و تحریک‌پذیر
		لجبازی و نافرمانی		
وضعیت (شدت)	عادی	۷ - ۱۵	۶ – ۱۲	۵ – ۱۰
	خفیف	۱۶ – ۲۰	۱۳ – ۱۸	۱۱ – ۱۶
	متوسط	۲۱ – ۳۰	۱۹ – ۲۵	۱۷ – ۲۰
	شدید	۳۱ - ۳۵	۲۶ - ۳۰	۲۱ - ۲۵

طبق داده‌های موجود در جدول (۳) می‌توان برای هر سه عامل از وضعیت عادی تا شدید، موقعیتی را از لحاظ ابتلا یا عدم ابتلای هر کودک به اختلال سلوک و لجبازی و نافرمانی تعیین کرد. به عنوان مثال، اگر دانش‌آموزی نمره کل وی در اختلال سلوک بر اساس طیف لیکرت (کاملاً مخالفم= ۱، مخالفم= ۲، نه موافق و نه مخالف= ۳، موافقم= ۴، و کاملاً موافقم= ۵) از ۷ الی ۱۵ باشد، در وضعیت «عادی» قرار می‌گیرد. اگر نمره وی ۱۶ الی ۲۰ باشد، میزان ابتلای وی به

اختلال سلوک روی هم رفته، «خفیف» ارزیابی می‌شود و الی آخر. همین نوع ارزیابی برای هر دو عامل دیگر پرسشنامه نیز حاکم است. بر اساس یافته‌های پژوهش حاضر، درصد ابتلا دانش‌آموزان گروه نمونهٔ حاضر (n = ۱۰۹۱) با احتساب وضعیت «متوسط تا شدید» در عامل‌های «سلوک»، «رفتار جر و بحث» و «خلق خشمگین و تحریک‌پذیر» به ترتیب برابر با ۲/۷٪، ۷/۸٪ و ۱۵/۶٪ به دست آمد. از آن‌جایی که DSM-5 دو اختلال سلوک و لجبازی و نافرمانی را بر اساس معیارها و ملاک‌های تشخیص افتراقی، مستقلا به عنوان دو اختلال مجزا، شناسایی و معرفی کرده است (انجمن روانپزشکی امریکا، ۱۳۹۶)؛ از طرف دیگر، در تحقیق حاضر نیز پس از تحلیل عاملی مؤلفه‌های اصلی از نوع چرخش مستقل واریماکس به عنوان دو اختلال کاملاً مستقل معرفی شدند؛ بنابراین، مطلبی از نمرهٔ کل پرسشنامه (شامل سلوک و لجبازی و نافرمانی) به میان نیامده و در صورت نیاز بهتر است به نمرهٔ کل هر اختلال به طور مستقل مراجعه کرد.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف از پژوهش حاضر ساخت پرسشنامه‌ای برای تشخیص اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان ۶ الی ۱۲ ساله بر اساس DSM-5 و بررسی روایی و پایایی آن بود. بدین منظور و در پاسخ به سؤال اول پژوهش، به کمک روش تحلیل عاملی اکتشافی از نوع تحلیل مؤلفه‌های اصلی و چرخش مستقل واریماکس پرسشنامه‌ای با عنوان پرسشنامهٔ اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان تهیه و تدوین شد.

در پاسخ به سؤال دوم پژوهش، برای بررسی روایی پرسشنامهٔ اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان از ارزش ویژهٔ هر عامل به عنوان ضریب روایی عاملی استفاده شد. هر سه عامل استخراج شده به علت بالاتر بودن از ارزش ویژه ۱ از روایی مناسب برخوردار بودند. همچنین بر اساس آزمون بارتلت، همبستگی قابل ملاحظه‌ای بین متغیرها وجود داشت که بیانگر روایی تحلیل عاملی پرسشنامه اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان بود. برای بررسی پایایی پرسشنامه از روش آلفای کرونباخ استفاده شد و نتایج نشان داد که پایایی عامل‌های سه‌گانه «سلوک»، «رفتار جر و بحث» و «خلق خشمگین و تحریک‌پذیر» و کل پرسشنامه اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان مطلوب است.

در پاسخ به سؤال سوم پژوهش، یافته‌های تحقیق حاضر سه عامل «سلوک»، «رفتار جر و بحث» و «خلق خشمگین و تحریک‌پذیر» را - منطبق با ملاک‌ها و معیارهای DSM-5 - جدا از هم و مستقل معرفی کرد. این یافته از نقاط قوت تحقیق حاضر محسوب شده و می‌توان گفت پاسخ علمی مناسبی برای سؤال سوم پژوهش است. زیرا اختلال سلوک که در DSM-5 به عنوان یک

اختلال مستقل معرفی و ملاک‌ها و معیارهای آن ذکر شده است، در تحقیق حاضر نیز به عنوان یک عامل مستقل شناسایی شد. نکته مهم دیگر، استفاده از عنوان «لجبازی و نافرمانی» برای دو عامل مستقل «رفتار جر و بحث» و«خلق خشمگین و تحریک‌پذیر» است که در این تحقیق به پیروی از DSM-5 هر دوی این عامل‌ها تحت عنوان اختلال لجبازی و نافرمانی معرفی شدند.

یافته‌های پژوهش حاضر نشان داد که میانگین شیوع اختلال لجبازی و نافرمانی دانش‌آموزان پسر شرکت‌کننده در تحقیق حاضر از ۷/۸ درصد در عامل «رفتار جر و بحث» تا ۱۵/۶ درصد در عامل «خلق خشمگین و تحریک‌پذیر» متغیر است. این یافته با یافتهٔ تحقیقات قبلی از قبیل (امینی‌نغانی و همکاران، ۲۰۲۰؛ یوسفی و همکاران، ۲۰۲۰؛ کشکولی، ۱۳۸۲) که میزان شیوع اختلال لجبازی و نافرمانی کودکان کشور را ۶ الی ۱۶/۸درصد ارزیابی کردند، همخوان می‌باشد. این یافته، همچنین با یافتهٔ تحققات خارجی از جمله تحقیق (سکاران و همکاران، ۲۰۲۰؛ و ماتسورا و همکاران، ۱۹۹۳) که اختلالات رفتاری در کودکان را از ۳/۹ تا ۱۹/۱ درصد متغیر گزارش کردند، نسبتا همخوان است. در کنار همخوانی‌های ذکر شده فوق، بین این یافته با یافتهٔ تحقیقات قبلی مانند (محمدی و همکاران، ۲۰۱۹؛ انجمن روانپزشکی آمریکا، ۱۳۹۶؛ آگاروال و همکاران، ۲۰۲۰) که میزان شیوع اختلال لجبازی و نافرمانی در کودکان را بین ۱ تا ۱۱ درصد با میانگین ۴/۳ درصد گزارش کرده‌اند، مغایرت وجود دارد.

میزان شیوع اختلال سلوک در بین دانش‌آموزان مقطع ابتدایی گروه نمونهٔ پژوهش حاضر ۲/۷ درصد به دست آمد. این یافته با یافته تحقیقات قبلی از جمله (انجمن روانپزشکی آمریکا، ۱۳۹۶؛ وادل و همکاران، ۲۰۱۴) که میانگین میزان شیوع اختلال سلوک را به ترتیب برابر با ۲/۱ درصد و ۴ درصد گزارش کرده‌اند، همخوان می‌باشد. مقایسهٔ تطبیقی یافته تحقیق حاضر با یافته سایر تحقیقات قبلی بیانگر این نکته است که میزان شیوع اختلال سلوک در بین دانش‌آموزان گروه نمونهٔ حاضر کمتر از میزان شیوع سایر گروه‌های تحقیقات قبلی است؛ به عنوان مثال، میزان شیوع اختلال سلوک در تحقیقات (میشرا و همکاران ، ۲۰۱۵؛ عربان و همکاران، ۲۰۲۰؛ شهریوری و همکاران، ۱۳۸۹؛ سنول و همکاران، ۲۰۱۸؛ ستیوانی و همکاران، ۲۰۲۰؛ جاری و همکاران، ۱۳۹۵) از حداقل ۴/۱۵ درصد تا حداکثر ۳۱/۱ درصد در نوسان است. وجود مغایرت و تفاوت‌های نسبتا فاحش و اختلاف زیاد در نتایج تحقیقات شیوع‌شناسی از ۰/۸ درصد تا ۴۳/۳ (به عنوان مثال: کاپلند و همکاران، ۲۰۱۳؛ رنجبر و همکاران، ۱۳۸۲؛ رواقی و همکاران، ۱۳۸۰) مسالهٔ مهم و درخور توجهی است که باید مدنظر محققان قرار گیرد.

هر چند در بررسی مقایسه‌ای دقیق‌تر یافته‌های تحقیق حاضر با نتایج سایر تحقیقات در می‌یابیم که گاهی همسویی و گاهی مغایرت وجود دارد؛ با این حال، مطالعه و گزارش میزان شیوع هر

اختلالی اعم از لجبازی و نافرمانی و سلوک، باید با احتیاط و دقت نظر بیشتر صورت گیرد. زیرا ماهیت و نوع اختلالات و مشکلات رفتاری و روانی در سنین مختلف و حتی در دو مقطع زمانی نزدیک به هم همچون با فاصلهٔ ۶ ماه می‌تواند در نوسان باشد (انجمن روانپزشکی آمریکا، ۱۳۹۶). شاید نتوان دو تحقیق را یافت که میزان شیوع اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان جامعهٔ مورد مطالعهٔ هر دوی آن‌ها دقیقاً برابر باشند و این امر کاملا طبیعی است، زیرا تفاوت در ابزارهای مورد استفاده برای تشخیص این اختلال‌ها درکودکان، روش‌های تشخیصی به کار رفته و نحوه اجرا نیز می‌تواند بر تنوع نتایج تأثیر بگذارد (درخشانپور و همکاران، ۱۳۹۵). نکتهٔ بسیار مهمی که متخصصان باید در شیوع‌شناسی و گزارش میزان دقیق آن رعایت کنند، استفاده از منبع و مأخذی است که برای تهیهٔ ابزار مورد استفاده و یا برای جمع‌آوری اطلاعات خام از آن استفاده می‌کنند؛ به عنوان مثال، در DSM-5 رویکرد مقوله‌ای سنجش اختلالات به رویکرد ابعادی تبدیل شده است (شرودر و گوردون، ۱۳۹۳). رویکر ابعادی در مقایسه با رویکرد مقوله‌ای (صرفاً بلی – خیر)، امکان مقایسه و سنجش شدت، مدت و تعداد نشانه‌های همراه با ویژگی‌های دیگر هر اختلال رفتاری یا روانی را چه در بزرگسالان و چه در کودکان و نوجوانان در روی طیفی از عادی تا شدید فراهم می‌سازد (انجمن روانپزشکی آمریکا، ۱۳۹۶). این در حالی است که قریب به اتفاق ابزارهای موجود سنجش اختلالات روانی و رفتاری کودکان بر اساس نسخه‌های قدیمی DSM ساخته شده و آن ابزارها به علت پیروی از رویکرد مقوله‌ای، فاقد مزیت رویکرد ابعادی‌اند.

در تبیین علل پیدایش و شکل‌گیری اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک در کودکان طبق الگوی زیست‌شناختی می‌توان گفت، کودکان با ارث بردن برخی ویژگی‌ها و خصوصیات جسمانی، روانی و رفتاری به کمک ژن‌ها و کروموزموها از والدین خود، مستعد ابتلاء به برخی اختلالات روانی و رفتاری هستند (برِک، ۱۳۹۶؛ گِلدارد و گلدارد، ۱۳۸۹؛ آگاروال و همکاران، ۲۰۲۰)؛ بنابراین، در سایهٔ توارث، زمینه‌ی ابتلا به اختلال لجبازی ونافرمانی و سلوک در کودکان شکل می‌گیرد که از این عوامل با عنوان عوامل زمینه‌ساز یاد شده است (هیئت مؤلفان، ۱۳۹۱). طبق نظریه‌های زیست‌شناختی، ساختار فیزیکی مغز و سیستم نظام عصبی و غدد درون‌ریز علت برخی اختلالات رفتاری کودکان مانند سلوک است (وینی‌کات، ۲۰۱۹؛ کُری، ۱۳۸۹؛ دانفورث و دیلر، ۲۰۲۰).

در یک بررسی عمیق‌تر و موشکافانه‌تر، به نظر می‌رسد که ترکیبی از عوامل زیستی، ژنتیکی، محیطی، روانی و اجتماعی در بروز و ظهور اختلالات لجبازی و نافرمانی و سلوک در کودکان نقش داشته باشند؛ زیرا، در کنار عوامل زمینه‌ساز، طبق الگوی رفتارگرایی می‌توان ریشهٔ اختلالات و مشکلات رفتاری کودکان را این‌چنین توجیه کرد که این محیط و تقویت کننده‌های محیطی از طرف والدین و جامعه است که وقوع و یا تکرار رفتارهای مخل را تداوم بخشیده و به عنوان

عوامل آشکارساز باعث بروز و تداوم رفتارهای مخل می‌گردند؛ درنتیجه، کودک اختلالات رفتاری همچون لجبازی و نافرمانی و سلوک را از خود نشان می‌دهد (هیئت مؤلفان، ۱۳۹۱). طبق دیدگاه زیست‌شناختی، کودکانی که به اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک مبتلا هستند، ریشهٔ این اختلال را از والدین خود به ارث می‌برند و مستعد بروز رفتارهای لجبازی و نافرمانی و سلوک هستند؛ حال، مدرسه و خانه به عنوان محیط پیرامونی کودک، می‌تواند طبق الگوی رفتارگرایی در تشدید یا کاستن از رفتارهای مخل کودک مانند لجبازی و نافرمانی و یا سلوک نقش بسزایی ایفا کند. همچنین سایر محرک‌های محیطی می‌توانند عامل مهمی در بروز این اختلالات در کودک باشند، زیرا که امروزه در سایهٔ بروز و ظهور محرک‌های محیطی همچون فیلم‌های اکشن، رشد سریع فضازی مجازی و تاثیر این عوامل محیطی در رفتارهای خشونت‌آمیز و تحریک‌پذیر کودکان دچار اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک (حمید، ۱۳۹۸) بیش از پیش مشهود است. در کنار دیدگاه‌های روانپزشکی و روانشناسی مطرح شده در این مقاله، نظریه‌ها و دیدگاه‌های توجیه‌کننده، علل شکل‌گیری و تداوم اختلالات لجبازی و نافرمانی و سلوک، دیدگاه دانشمندان علم تغذیه و علم پزشکی بویژه علوم اعصاب و روان است که خود مستلزم تحقیقات مستقل دیگری است.

در کل می‌توان گفت، پژوهش حاضر در راستای هدف اساسی خود به ساخت ابزاری استاندارد بر اساس اصول آزمون‌سازی با عنوان پرسشنامهٔ اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان دست یافت. این پرسشنامه که بر اساس ملاک‌ها و معیارهای DSM-5 و طبق اصول علم روان‌سنجی و به کمک روش‌های آماری تخصصی با روش میدانی بر روی اعضای جامعهٔ مورد مطالعه تهیه و تدوین شده است، می‌تواند توسط متخصصان، محققان و درمانگران در کارهای تحقیقاتی، بالینی، پیشگیری و یا درمان جهت تشخیص افتراقی اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان پسر ۶ الی ۱۲ ساله مورد استفاده قرار گیرد.

اجرای پژوهش بر روی دانش‌آموزان پسر مقطع ابتدایی شهر تبریز و استفاده صرف از پرسشنامه برای جمع‌آوری اطلاعات، تعمیم یافته‌های آن را با محدودیت‌هایی مواجه می‌سازد. انجام تحقیقات مستقل دیگر با ترکیبی از روش‌های مشاهده، مصاحبه، معاینه بالینی و گزارش والدین جهت تهیهٔ پرسشنامه‌های بروز، استاندارد و بومی‌سازی شده مربوط به هر دو جنس مذکر و مونث به طور مستقل در سطح شهر، استان و کشور بر اساس DSM-5 برای محققان پیشنهاد می‌گردد. متخصصان اعم از روانپزشکان، روانشناسان و مشاوران مدارس ابتدایی، معلمان و روانشناسان مراکز مشاوره تخصصی روانشناسی و روانپزشکی می‌توانند از این آزمون به منظور تشخیص

افتراقی اختلال لجبازی و نافرمانی و سلوک کودکان بر اساس معیارها و ملاک‌های DSM-5 در کنار مشاوره‌ها و معاینه‌های بالینی خود استفاده کنند.

موازین اخلاقی

این مطالعه از کمیتهٔ اخلاق در پژوهش دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز قبل از اجرای پرسشنامه کد اخلاقی (IR.IAU.TABRIZ.REC.1399.095) دریافت کرد و محققان در طول تمام مراحل تحقیق، موازین اخلاقی از قبیل رازداری، محرمانه ماندن اطلاعات، جلب رضایت و تمایل آزمودنی‌ها برای شرکت در تحقیق را رعایت کردند. این مقاله مستخرج از رساله دکتری رشته روان‌شناسی تربیتی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز است که در مورخه ۱۳۹۸/۱۱/۰۵ شمسی به تصویب رسیده است.

سپاسگزاری

از همهٔ مادران شرکت کننده در تحقیق حاضر، مدیران مدارس، معاونان و معلمان مقاطع ابتدایی پسر شهر تبریز، دانش‌آموزان گروه نمونه و همه عزیزانی که در تهیهٔ این پرسشنامه محققان را یاری کردند، تشکر و قدردانی می‌گردد.

منابع

آریایی‌نژاد، نرگس.، و آریایی‌نژاد، امیر. (۱۳۹۶). *افت تحصیلی و راه‌های پیشگیری از آن*. تهران: نوروزی. [پیوند]

انجمن روان‌پزشکی آمریکا (۱۳۹۶). *راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روانی، ویراست پنجم*. ترجمه یحیی سیدمحمدی. تهران: نشر روان. (تاریخ انتشار به زبان اصلی: ۲۰۱۳). [پیوند]

بِرک، لورا. (۱۳۹۶). *روانشناسی رشد: از لقاح تا کودکی*. جلد اول. ویراست ششم. ترجمه یحیی سیّدمحمدی. تهران: ارسباران. [پیوند]

تهرانی‌دوست، مهدی.، شهریور، زهرا.، پاکباز، بهاره.، رضایی، آزیتا.، و احمدی، فاطمه. (۱۳۸۵). روایی نسخه فارسی پرسشنامه توانایی‌ها و مشکلات (SDQ). *تازه‌های علوم شناختی*، ۸(۴)، ۳۹ – ۳۳. [پیوند]

جاری، محسن.، کلیشادی، رویا.، اردلان، گلایول.، طاهری، مجذوبه.، تسلیمی، مهناز.، و مطلق، محمداسماعیل. (۱۳۹۵). شیوع اختلالات رفتاری در کودکان ایران. *مجله تحقیقات نظام سلامت*، ۱۲(۱)، ۱۱۳– ۱۰۹. [پیوند]

حمید، نجمه. (۱۳۹۸). *روانشناسی مرضی کودک بر اساس DSM-* . چاپ سوم. تهران: ارجمند. [پیوند]

حیدری، جبار.، عظیمی، حمیده.، محمودی، قهرمان.، و محمدپور، رضاعلی. (۱۳۸۵). بررسی شیوع اختلالات رفتاری-هیجانی و عوامل مرتبط با آن در دانش‌آموزان مقطع ابتدایی مدارس شهرستان ساری سال تحصیلی ۸۵- ۱۳۸۴. *مجله دانشگاه علوم پزشکی مازندران*، ۱۶(۵۶)، ۱۰۰ – ۹۱. [پیوند]

داگلاس، یو. (۱۳۹۳). *اصلاح رفتار کودکان (مشکلات رفتاری در کودکان)*. ترجمه سیاوش جمال‌فر، چاپ ششم. تهران: موسسه نشر ویرایش. (تاریخ انتشار به زبان اصلی، ۲۰۰۲). [پیوند]

دانشمند خوراسگانی، مینا.، و یوسفی، زهرا. (۱۳۹۶). اثربخشی آموزش گروهی اصلاح سبک فرزندپروری بر اساس اصلاح طرحواره‌های ناسازگار به ماردان بر بهبود مشکلات رفتاری کودکان پیش‌دبستانی. *دانش و پژوهش در روانشناسی کاربردی*، ۱۸(۲)، ۷۱ – ۶۲. [پیوند]

درخشان، نوشین.، سیف، علی‌اکبر.، کیامنش، علی‌رضا.، و اَحدی، حسن. (۱۳۹۶). ساخت، اعتباریابی، رواسازی و هنجاریابی پرسشنامه انگیزش تحصیلی حالتی (ASM). *نشریه علمی-پژوهشی آموزش و ارزشیابی*، ۱۰(۴۰)، ۱۰۴- ۶۹. [پیوند]

درخشانپور، فیروزه.، ایزدیار، حمیده.، شاهینی، نجمه.، و وکیلی، محمدعلی. (۱۳۹۵). بررسی سطح اضطراب در دانش‌آموزان مقطع ابتدایی مدارس شهر گرگان. *پژوهنده*، ۲۱(۱)، ۳۰-۳۴. [پیوند]

رضویه، اصغر. (۱۳۹۶). *روش‌های پژوهش در علوم رفتاری و تربیتی*. شیراز: دانشگاه شیراز. [پیوند]

رنجبر، فاطمه.، نابدل، یونس.، و فخاری، علی. (۱۳۸۲). شیوع اختلالات روانپزشکی در کودکان و نوجوانان منطقه شمال‌غرب تبریز. *مجله پزشکی دانشگاه علوم پزشکی تبریز. ویژه‌نامه*، ۶۰ -۵۶. [پیوند]

رواقی، کیوان.، مهرعلیان، حسینعلی.، و شاهقلیان، ناهید. (۱۳۸۰). بررسی شیوع اختلالات رفتاری کودکان در مدارس ابتدایی شهرکرد. *فصلنامه پرستاری و مامایی ایران*، ۱۳(۲۷)، ۴۱ – ۳۵. [پیوند]

روشن‌چسلی، رسول.، جلالی، محسن.، و پوراحمدی اسفستانی، الناز. (۱۳۹۷). تعیین ویژگی‌های روان سنجی پرسشنامه غربالگری اختلالات هیجانی مرتبط با اضطراب کودک در دانش‌آموزان ۱۷-۱۰ ساله ایرانی. *فصلنامه اندازه‌گیری تربیتی*، ۸(۳۱)، ۹۷- ۶۵. [پیوند]

سرمد، زهره.، بازرگان، عباس.، و حجازی، الهه. (۱۳۹۵). *روش‌های تحقیق در علوم رفتاری*. چاپ سیزدهم. تهران: نشر آگه. [پیوند]

سیف، علی‌اکبر. (۱۳۹۴). *ساختن ابزارهای اندازه‌گیری متغیرهای پژوهشی در روانشناسی و علوم تربیتی (آزمون و پرسشنامه)*. تهران: نشر دیدار. [پیوند]

شرودر، کارولین.، و گوردون، بتی. (۱۳۹۳). *سنجش و درمان مشکلات دوران کودکی: راهنمای روان‌شناسان بالینی و روانپزشکان*. ترجمه مهرداد فیروزبخت. چاپ سوم. تهران: نشر دانژه. (تارخ انتشار به زبان اصلی، ۲۰۰۳). [پیوند]

شفیع‌پور، سیّده زهرا.، شیخی، علی.، میرزایی، مهشید.، و کاظم‌نژاد لیلی، احسان. (۱۳۹۴). سبک‌های فرزندپروری و ارتباط آن با مشکلات رفتاری کودکان. *فصلنامه پرستاری و مامایی جامع‌نگر*، ۲۵(۷۶)، ۵۶ – ۴۹. [پیوند]

شمس اسفندآبادی، حسن؛ امامی‌پور، سوزان و صدرالسادات، سیدجلال (۱۳۸۲). بررسی شیوع اختلال رفتاری در دانش‌آموزان مقطع ابتدایی شهر ابهر. *مجله توان‌بخشی*. شماره ۱۲، صص. ۴۱- ۳۴. [پیوند]

شهریوری، کتایون.، ناطق، ابراهیم.، عظیم‌خانی، امین.، و عزیزیِ‌جوان، حبیب‌علی. (۱۳۸۹). ساخت و هنجاریابی مقیاس درجه‌بندی تشخیص اختلال سلوک دانش‌آموزان مقطع پنجم ابتدایی شهر تهران (فرم معلمان). *مجله اصول بهداشت روانی*، ۱۲(۳)، ۵۸۳ – ۵۷۴. [پیوند]

شولتز، دوان پی.، و شولتز، سیدنی الن. (۱۳۹۶). *نظریه‌های شخصیت*. ترجمه یحیی سیّدمحمدی، ویراست دهم، چاپ ۳۶، تهران: نشر ویرایش. [پیوند]

عابدی، احمد.، و قوام، علی.، (۱۳۸۸). *روان‌شناسی و آموزش کودکان با نقص توجه/ بیش فعالی*. چاپ اول. اصفهان: نشر نوشته.

کُری، جرالد. (۱۳۸۹). *نظریه و کاربست مشاوره و روان‌درمانی*. (ویراست هفتم). ترجمه یحیی سیّدمحمدی. چاپ پنجم. تهران: ارسباران. [پیوند]

کشکولی، فرامرز. (۱۳۸۲). بررسی همه‌گیرشناسی اختلالات رفتاری کودکان در مدارس ابتدایی شهرستان بوشهر. چکیده *مقالات پنجمین همایش سراسری بهداشت روانی و اختلالات رفتاری در کودکان و نوجوانان*، (۱۸ – ۱۶ مهر ماه)، ص ۴۶. [پیوند]

گلدارد، کاترین.، و گلدارد، دیوید. (۱۳۸۹). *مشاوره با کودکان با روش بازی‌درمانی*. ترجمه زهرا ارجمندی. چاپ سوم. تهران: اندیشه‌آور. [پیوند]

مایرز، اندرو. (۱۳۹۵). *مقدمه‌ای بر آمار و SPSS در روان‌شناسی*. ترجمه اکبر رضایی، چاپ اول، تبریز: آیدین، انتشارات یاران. (تارخ انتشار به زبان اصلی، ۲۰۱۳). [پیوند]

مصرآبادی، جواد. (۱۳۹۸). *آمار استنباطی در علوم رفتاری (ویراست سوم)*. تبریز: انتشارات دانشگاه شهید مدنی آذربایجان. [پیوند]

مقدم، مرضیه.، یاسمی.، محمدتقی.، بینا، مهدی.، عبدالمالکی، فریدون.، و باقری‌یزدی، سیدعباس. (۱۳۸۱). مطالعه اپیدمیولوژیک اختلالات رفتاری دانش‌آموزان دبستانی شهرستان قروه در سال ۸۱-۸۰ و بررسی اعتبار و پایایی فرم راتر معلم در سنجش اختلالات رفتاری آنها. *مجله علمی دانشگاه علوم پزشکی کردستان*، ۷(۲۵)، ۱۱-۷. [پیوند]

نجمی، سیّد بدرالدین. (۱۳۹۵). *اختلالات رفتاری کودکان*. دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی درمانی اصفهان. مجتمع آموزشی درمانی پژوهشی خورشید. برگرفته از سایت: nour.mui.ac.ir . مورخ: ۱۳۹۶/۱۱/۱۲. ساعت: ۱۰:۵۶. [پیوند]

هیئت مولفان. (۱۳۹۱). *روان‌شناسی عمومی (رشته روان‌شناسی)*. چاپ ششم. تهران: دانشگاه پیام نور. [پیوند]

Achenbach, T. M. (1992). *Manual for the child behavior checklist/2-3 and 1992 profile*. Burlington: University of Vermont, Department of Psychoses. [Link]

Aggarwal, A., Lindegaard, V., & Marwaha, R. (2020). Oppositional Defiant Disorder. In *StatPearls [Internet]*. StatPearls Publishing. [Link]

Amini Naghani, S., Najarpourian, S., & Samavi, S. A. (2020). Comparing the Effectiveness of the Triple P-Positive Parenting Program and Parenting Program of Acceptance and Commitment Therapy on Parent-Child Relationship and Self-efficacy of Mothers with Oppositional Defiant Disorder Children. *Journal of Research and Health*, *10*(2), 111-122. [Link]

Araban, M., Montazeri, A., Stein, L. A. R., Karimy, M., & Mehrizi, A. A. H. (2020). Prevalence and factors associated with disruptive behavior among Iranian students during 2015: a cross-sectional study. *Italian journal of pediatrics*, *46*(1), 1-7. [Link]

Bandura, A., & Hall, P. (2018). Albert bandura and social learning theory. *Learning Theories for Early Years Practice*, 63. [Link]

Carlson, R. G., Hock, R., George, M., Kumpiene, G., Yell, M., McCartney, E. D., ... & Weist, M. D. (2020). Relational Factors Influencing Parents' Engagement in Special Education for High School Youth with Emotional/Behavioral Problems. *Behavioral Disorders*, 0198742919883276. [Link]

Chen, Y. L., Chen, W. J., Lin, K. C., Shen, L. J., & Gau, S. S. F. (2020). Prevalence of DSM-5 mental disorders in a nationally representative sample of children in Taiwan: methodology and main findings. *Epidemiology and psychiatric sciences*, 29. [Link]

Danforth, J. S., & Diller, J. W. (2020). The adaptive nature of coercive interactions between parents and their children with defiant Attention Deficit Hyperactivity Disorder: implications for treatment. *In Functional Analysis in Clinical Treatment* (pp. 123-149). Academic Press. [Link]

Eyberg. S. m. & pincus ,D. (1999). *The eyberg Child Behanir Inventory and Sutter- Eyberg Student Behavior Inventory: professional manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources. [Link]

Granqvist, P., Mikulincer, M., & Shaver, P. R. (2020). An attachment theory perspective on religion and spirituality. In *The Science of Religion, Spirituality, and Existentialism* (pp. 175-186). Academic Press. [Link]

Hendrickx, G., De Roeck, V., Maras, A., Dieleman, G., Gerritsen, S., Purper-Ouakil, D., ... & Street, C. (2020). Challenges during the transition from child and adolescent mental health services to adult mental health services. *BJPsych Bulletin*, 1-6. [Link]

Hines, E. M., Moore III, J. L., Mayes, R. D., Harris, P. C., Vega, D., Robinson, D. V., ... & Jackson, C. E. (2020). Making student achievement a priority: The role of school counselors in turnaround schools. *Urban Education*, *55*(2), 216-237. [Link]

Koechlin, H., Donado, C., Berde, C. B., & Kossowsky, J. (2018). Effects of childhood life events on adjustment problems in adolescence: a longitudinal study. *Journal of Developmental & Behavioral Pediatrics*, *39*(8), 629-641. [Link]

Li, M. (2020). Effect of Maslow's Hierarchy of Needs Theory on Psychotherapy of Patients with Depression. *Investigación Clínica*, *61*(1). [Link]

Magnin, E. & Maurs, C. (2017). Attention deficit/ hyperactivity disorder during adulthood. *Reviwe Neurologique.* 173(7-8): 506-515. [Link]

Matsuura, M., Okubo, Y., Toru, M., Kojima, T., He, Y., Shen, Y., & Lee, C. K. (1993). A cross-national EEG study of children with emotional and behavioral problems: a WHO collaborative study in the Western Pacific Region. *Biological psychiatry*, 34(1-2), 59-65. [Link]

Merrill, B. M., Molina, B. S., Coxe, S., Gnagy, E. M., Altszuler, A. R., Macphee, F. L., ... & Pelham, W. E. (2019). Functional outcomes of young adults with childhood adhd: A latent profile analysis. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, *49*(2), 215-228. [Link]

Mishra, N., Mishra, A., & Dwivedi, R. (2015). Prevalence of conduct disorder in primary school children of rural Area. *Journal of Evolution of Medical and Dental Sciences*, *4*(12), 1917-1923. [Link]

Mohammadi, M. R., Salmanian, M., Hooshyari, Z., Shakiba, A., Alavi, S. S., Ahmadi, A., ... & Ahmadi, N. (2019). Lifetime prevalence, sociodemographic predictors, and comorbidities of oppositional defiant disorder: The National Epidemiology of Iranian Child and Adolescent Psychiatric disorders (IRCAP). *Brazilian Journal of Psychiatry*, *42*, 162-167. [Link]

Narzisi, A., Posada, M., Barbieri, F., Chericoni, N., Ciuffolini, D., Pinzino, M., ... & Muratori, F. (2020). Prevalence of autism spectrum disorder in a large Italian catchment area: a school-based population study within the ASDEU project. *Epidemiology and psychiatric sciences*, *29*. [Link]

Park, S. C., & Park, Y. C. (2020). Korea in the Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fifth Edition. *Journal of Korean Medical Science*, *35*(2), e6. [Link]

Prabaharan, N. & Spadafora, N. (2019). *Rejected Children*. Encyclopedia of Evolutionary Psychological Science, Publisher: Springer. [Link]

Sekaran, V. C., Kamath, V. G., Ashok, L., Kamath, A., Hegde, A. P., & Devaramane, V. (2020). Parenting attitudes and dimensions as predictors of adolescent behavioural problems in the Indian context: A community-based study. *Asian journal of psychiatry*, *50*, 101941. [Link]

Senol, V., Unalan, D., Akca, R. P., & Basturk, M. (2018). Prevalence of attention-deficit/hyperactivity and other disruptive behavior disorder

symptoms among primary school-age children in Kayseri, Turkey. *Journal of International Medical Research*, *46*(1), 122-134. [Link]

Setiawati, Y., Ardani, I. G. A. I., Yuniar, S., Atika, A., & Syulthoni, Z. B. (2020). Validity and Reliability of the Indonesian Version of the Conduct Disorder Rating Scale (CDRS)-Parent and Teacher as an Initial Screening for Conduct Disorders in Elementary School Children. *Systematic Reviews in Pharmacy*, *11*(5), 744-749. [Link]

Tandon, M., & Pergjika, A. (2017). Attention deficit hyperactivity disorder in preschool-age children. *Child and Adolescent Psychiatric Clinics*, *26*(3), 523-538. [Link]

Urban, J. R. (2020). Attachment Theory and Its Relationship with Anxiety. *The Kabod*, *6*(2), 2. [Link]

Waddell, C., Shepherd, C., Schwartz, C., & Barican, J. (2014). Child and youth mental disorders: prevalence and evidence-based interventions. *Vancouver, BC: Children's Health Policy Centre, Faculty of Health Sciences, Simon Fraser University*. [Link]

Whitcomb, S. A. (2013). Behavioral, social, and emotional assessment of children and adolescents. Routledge. *Available on: https://www.amazon.com*. [Link]

Winnicott, D. W. (2019). Attachment Theory. *Key Concepts in Mental Health*, *10*, 421-8. [Link]

Yousefi, F., Shahvesi, S., Shahvesi, M., & Servatyari, K. (2020). The prevalence of oppositional defiant disorder and related factors among students of primary schools in Sanandaj in 2014. *Shenakht Journal of Psychology and Psychiatry*, 7(1), 117-125. [Link]

Zhang, N., Lee, S. K., Zhang, J., Piehler, T., & Gewirtz, A. (2020). Growth trajectories of parental emotion socialization and child adjustment following a military parenting intervention: A randomized controlled trial. *Developmental psychology*, *56*(3), 652. [Link]

Quarterly of Applied Psychology, Vol. 15, No. 2 (58), Summer 2021, 249-271

ISSN: 2008-4331- eISSN: 2645- 3541

Research Article

The Effectiveness of Emotional Self-Control Training on Managing Interpersonal Conflicts and Problem-Solving Strategies Among Women with Marital Problems

F.Shirmohammadi[1*], T. Elahi[2] & L. Ebrahimi[2]

1. Master of Psychology, Zanjan University, Zanjan Iran. Email: fatemeh.shirmohamadi2014@gmail.com
2. Associate Professor, Department of Psychology, Zanjan University, Zanjan, Iran.

Received: 12 April 2021

Accepted: 21 June 2021

Abstract

Aim: The purpose of this study was to investigate the effect of emotional self-control training on managing interpersonal conflicts and problem-solving strategies among women with marital problems. **Method:** The research was a semi-experimental with pretest-post-test design with control group and follow-up study. The statistical population of the study was 300 women with marital problems, that 34 people according to their high grades in marital conflict questionnaire (MCQ)and low grades in emotional self-control index were selected as samples and Based on demographic variables (age, education, economic status, duration of marriage, number of children), they became homogeneous, and randomly placed in two groups as experiment (n=17) and control groups(n=17).The experiment group was trained in eight 75-minute sessions base on the Gross emotional regulation protocol, and the control group did not receive any training. Data collected with interpersonal conflict management styles (ROCI-II) and problem solving questionnaires (PSS) and analyzed with Multi-covariance analysis (MANCOVA). **Results**: The results indicated that by controlling the pre-test grades, the difference between grades of experiment and control groups was meaningful among integrated conflict styles, avoiding, dominant and compromising except required conflict solution styles. The difference between experiment and control groups in problem solving styles (constructive and non-constructive) was meaningful, too. Results related to the effect of emotional self-control on conflict resolution styles and problem-solving methods persisted in follow-up studies. **Conclusion:** Based on the findings of this research, emotional self-control education has an impact on managing interpersonal conflicts and problem-solving strategies, accordingly.

Key words: *Emotional Self Control, Conflict Management Styles, Problem Solving Strategies*

Citation: Shirmohammadi, F., Elahi, T., & Ebrahimi, L. (2021). The Effectiveness of Emotional Self-Control Training on Managing Interpersonal Conflicts and Problem-Solving Strategies Among Women with Marital Problems. *Quarterly of Applied Psychology, 15(2):249-271.*

فصلنامهٔ علمی- پژوهشی روان‌شناسی کاربردی، دورهٔ ۱۵، شمارهٔ ۲ (۵۸)، تابستان ۱۴۰۰، ۲۷۱-۲۴۹
ISSN: 2008-4331- eISSN: 2645- 3541

مقاله پژوهشی

اثربخشی آموزش خودکنترلی هیجانی بر مدیریت تعارضات بین فردی و راهبردهای مسئله‌گشایی در میان زنان دارای مشکلات زناشویی

فاطمه شیرمحمدی[1*]، طاهره الهی[2] و لقمان ابراهیمی[2]
۱. کارشناس ارشد روان‌شناسی، دانشگاه زنجان، زنجان ایران. ایمیل: fatemeh.shirmohamadi2014@gmail.com
۲. دانشیار گروه روان‌شناسی، دانشگاه زنجان، زنجان، ایران

دریافت مقاله: ۱۴۰۰/۰۱/۲۳
پذیرش مقاله: ۱۴۰۰/۰۳/۳۱

چکیده

هدف: هدف از پژوهش حاضر بررسی اثربخشی خودکنترلی هیجانی بر مدیریت تعارضات بین‌فردی و راهبردهای مسئله‌گشایی زنان دارای مشکلات زناشویی بود. **روش:** پژوهش حاضر از نوع نیمه‌آزمایشی با طرح پیش‌آزمون ـ پس آزمون با گروه کنترل و پیگیری بود. جامعهٔ آماری پژوهش را ۳۰۰ نفر از مادران دانش‌آموزان ناحیه ۱ شهر قزوین تشکیل دادند که ۳۴ نفر باتوجه به کسب نمرهٔ بالا در پرسشنامهٔ تعارض زناشویی (MCQ) و نمرهٔ پایین در مقیاس خودکنترلی‌هیجانی به عنوان نمونه انتخاب و بر اساس متغیرهای جمعیت شناختی همگن و به صورت تصادفی در دو گروه آزمایش (n=۱۷) وکنترل (n=۱۷) قرارگرفتند. گروه آزمایش بر اساس پروتکل تنظیم هیجان گروس در۸ جلسه ۷۵ دقیقه ای تحت آموزش خودکنترلی هیجانی قرارگرفت و گروه کنترل هیچ آموزشی دریافت نکرد. داده‌ها از طریق پرسشنامه‌های سبک‌های مدیریت تعارضات بین‌فردی (ROCI- II) و راهبردهای مسئله‌گشایی (PSS) جمع‌آوری و با استفاده از آزمون تحلیل کوواریانس چندگانه (MANCOVA) تحلیل شدند. **یافته‌ها:** نتایج نشان داد که با کنترل نمرات پیش‌آزمون، تفاوت گروه‌های آزمایش وکنترل در پس‌آزمون سبک‌های حل تعارض به غیر از سبک حل‌تعارض ملزم شده درسطح (p<۰/۰۵) و درسبک‌های حل‌مسئله درسطح (p<۰/۰۱) معنادار بود. نتایج مربوط به تأثیر خودکنترلی‌هیجانی بر سبک‌های حل تعارض و شیوه‌های حل‌مسئله در بررسی‌های مربوط به پیگیری همچنان برقرار بود. **نتیجه‌گیری:** براساس یافته‌های این پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که آموزش خودکنترلی هیجانی بر استفاده از روش‌های کارآمدتر مدیریت تعارض تأثیرگذار است و همچنین منجر به استفاده از سبک حل‌مسئله سازنده در مواجه با تعارضات می‌شود.

کلید واژه‌ها: *خودکنترلی هیجانی، سبک‌های مدیریت تعارض، راهبردهای مسئله‌گشایی، زنان*

استناد به این مقاله: شیرمحمدی، فاطمه.، الهی، طاهره.، و ابراهیمی، لقمان. (۱۴۰۰). اثربخشی آموزش خودکنترلی هیجانی بر مدیریت تعارضات بین فردی و راهبردهای مسئله گشایی در میان زنان دارای مشکلات زناشویی. *فصلنامهٔ علمی- پژوهشی روان‌شناسی کاربردی*، ۱۵ (۲ پیاپی ۵۸): ۲۷۱-۲۴۹.

مقدمه

خانواده یکی از مهمترین نظام‌های اجتماعی است که در راستای حفظ پیوند و ایجاد روابط نزدیک با دیگران به عنوان یک نیاز اساسی و بنیادی بشر تشکیل می‌شود (کمالیان، میرزاحسینی و منیرپور، ۱۳۹۹). رابطهٔ زناشویی سنگ بنای اولیهٔ ارتباطات خانوادگی است به طوری‌که در این رابطه احترام و همکاری متقابل نیازهای همسران را ارضا می‌کند (ابو سعیدی مقدم، محرر و شیرازی، ۱۳۹۹). افرادی‌که در خانواده‌های با اتحاد زناشویی منسجم زندگی می‌کنند به لحاظ سلامت و بهزیستی روانشناختی در وضعیت متعادلی قرار می‌گیرند (کمپ‌دوش، تیلورو کروگر، ۲۰۰۸). این درحالی است که نداشتن اتحاد و ایجاد مشکلات، ممکن است منجر به اختلافات و تعارضات ناشی از آن شود. به طورکلی تعارض، تنازع بر سر پایگاه و منافع قدرت و حذف امتیازات دیگری است. براساس این تعریف، اختلاف در روابط نزدیک وقتی به وجود می‌آید که نزدیکان کارهایی انجام دهندکه ما دوست نداریم یا از انجام کارهایی امتناع ورزندکه دوست داریم (قلیلی‌رنانی، ۱۳۸۴). با این حال این موضوع باید مورد توجه قرار گیرد که وجود تعارض در زندگی، بخش اجتناب‌ناپذیر هستی انسان را تشکیل می‌دهد و این موضوع می‌تواند هم جنبهٔ مثبت و رشددهنده و هم جنبهٔ منفی و تخریب‌کننده درروابط انسانی داشته باشد (شاکریان، ۱۳۹۱).

در زمینهٔ آثار مخرب تعارض زناشویی می‌توان به پیامدهای جسمی و خطر افزایش انواع اختلالات روانی مانند افسردگی، سوءمصرف مواد، ناکارآمدی و مشکلات جنسی و رفتاری اشاره نمود (حسینی و همکاران،۱۳۹۲). این درحالی‌است که توانایی حل تعارض‌ها به شکل سازنده می‌تواند به زوج‌ها برای ایجاد یک رابطه صمیمی و نزدیک کمک کند (ساموهانو ۲۰۱۳). در این میان آن‌چه که اهمیت دارد چگونگی مواجهه با تعارض است. اگر تعارض به طور کارآمد مدیریت شود، از یک ارتباط خشک و بی روح جلوگیری کرده و مهارت‌های مثبتی را در زوجین که منطبق با رویدادهای فشارزا است ایجاد می‌کند (دان هام، ۲۰۰۸).

بعضی‌از نظریه‌پردازان معتقدند که اهمیت‌دادن به خود و دیگران، دو بعد مجزایی هستندکه می‌توان آن‌ها را با هم ترکیب نمود و سبک‌های پنجگانه ملزم‌شده، مسلط، اجتنابی، مصالحه‌گر و یکپارچه‌سازی را برای حل‌تعارض خلق کرد (رحیم، ۱۹۸۳؛به نقل از یعقوبی و محمدزاده، ۱۳۹۵). در افرادی‌که از سبک ملزم‌شده استفاده می‌کنند، اضطراب به نحو متفاوتی بروز پیدا می‌کند و برایشان مهم است که دیگران آن‌ها را افراد خوبی بدانند. سبک مسلط به عنوان یک سبک رقابتی شناخته می‌شود که در آن فرد رفتارخود را تحمیل می‌کند. افرادی که از سبک اجتنابی استفاده می‌کنند امیدی ندارند که ازحل‌تعارض سودی کسب کنند. سبک یکپارچه مستلزم تشریک

مساعی بین دو طرف است (گودوین، ۲۰۰۰) و درروش حل تعارض مصالحه زمانی‌که دو نفر از امتیازات مساوی برخوردار باشند براساس یک تصمیم‌گیری دوجانبهٔ قابل قبول از این سبک بهره می‌برند (گودوین، ۲۰۰۰؛ بن‌اری و هیرشبرگ، ۲۰۰۹).

پژوهش‌های انجام شده نشان می‌دهد که سبک‌های حل‌تعارض زناشویی از نوع یکپارچه و مصالحه پیش‌بینی‌کنندهٔ مثبت و سبک‌های اجتنابی و ملزم‌شده پیش‌بینی‌کنندهٔ منفی سازگاری زناشویی هستند (صادقی‌فرد، سماوی و محبی، ۱۳۹۴؛ اعتمادی، جابری، جزایری و احمدی، ۱۳۹۳). پژوهش آبراهام و براین (۲۰۰۰) نشان داد که سبک حل‌تعارض مشارکتی با سطح بالا و سبک حل‌تعارض رقابتی با سطح پایین رضایت زناشویی رابطه دارد. همچنین پژوهش‌ها حاکی از آن است که سبک حل‌تعارض اجتنابی با روان‌رنجوری و سبک مصالحه با سازگار بودن افراد دارای رابطهٔ مثبت می‌باشند، سبک یکپارچه دارای رابطهٔ منفی با روان‌رنجوری و رابطهٔ مثبت با سازگاری در زندگی است، همچنین بین سبک مسلط و سازگاری در زندگی رابطهٔ منفی وجود دارد (دبیریان و یمینی، ۲۰۲۰).

از سوی دیگر می‌توان تعارضات بین‌فردی را به عنوان مسألهٔ مدنظر قرار داد و از روش‌های مسئله‌گشایی برای رفع آن‌ها استفاده کرد.

راهبردهای مسئله‌گشایی به دو دسته سبک‌های حل‌مسألهٔ سازنده و غیرسازنده تقسیم می‌شوند (کسیدی و لانگ، ۱۹۹۶؛ به نقل از میری، کریمیان و استوار، ۱۳۹۴). زمانی که با جهت‌گیری مثبت و با به کارگرفتن یک سبک منطقی اقدام بـه حل‌مساله شود، رویکرد سازش‌یافته و زمانی که با جهت‌گیری منفی و با برانگیختگـی اقدام به حل‌مسأله شود یا از رویایی با آن اجتناب شود، رویکرد سازش‌نایافته خواهد بود (موررا و همکاران، ۲۰۰۶). توانایی مسئله‌گشایی شامل سبک‌های درماندگی، مهارگری، اجتناب، گرایش، خلاقیت و اعتماد هستند (شاطری، اشکانی، مدرس‌غروی، ۱۳۸۸). در واقع این سبک‌ها راهبردهایی هستند که در موقعیت‌های دارای تعارض استفاده می‌شوند و در شرایط مختلف هیجانی نمود متفاوتی در بین افراد مختلف دارندکه ممکن است منجر به راهبردهای منطقی یا غیرمنطقی در حل مسائل و تعارضات شوند.

طبق نتایج پژوهش‌ها جهت‌گیری مثبت در حل‌مسئله، بیشترین سهم را در پیش‌بینی رضایت زندگی مردان و زنان دارد (ابوالمعالی، مجتبائی و رحیمی،۱۳۹۲) و حل‌مسئله با شیوه اعتماد پیش‌بین مثبت و حل‌مسألهٔ اجتنابی پیش‌بین منفی سازگاری زناشویی محسوب می‌شوند (صادقی فرد، سماوی و محبی،۱۳۹۴). به طور کلی جهت‌گیری مثبت به مسئله ازیک سو هیجانات منفی چون اضطراب و افسردگی را دفع می‌کند و از سوی دیگر هیجانات مثبت و شایستگی ادراک‌شده

را فرا می‌خواند (برانجی، ون دورن، وندوالک و میوز؛ ۲۰۰۹) و این عمل در یک چرخه، توانایی مؤثر حل‌مسئله را افزایش می‌دهد (صالحی، کوشکی‌سپاه‌منصور و تقی لو، ۱۳۸۸).

توانایی کنترل هیجانات می‌تواند نقش مؤثری در مدیریت تعارضات بین‌فردی و نحوهٔ مسئله گشایی افراد داشته باشد. به‌طوری‌که راه اندازی، افزایش، حفظ یا کاهش هیجانات مثبت و منفی در واکنش به رخدادهای محیطی و متناسب با آن‌ها خودکنترلی هیجانی نامیده می‌شود (پاروت، ۱۹۹۳، به نقل از چمبرز، گالون و آلن، ۲۰۰۹).

چونگ و گیلبرت (۲۰۱۴) معتقدند مردمی که خودکنترلی بیشتری دارند، بیش از همه بر دستاوردهای مثبت متمرکز می‌شوند، رویکردهای رفتاری گرایشی دارند و کمتر بر اجتناب کردن تمرکز می‌کنند، در شرایط سخت بهتر می‌توانند راهی برای مشکلات خود جویا شوند و از پس مشکلات برآیند و مشکلات، فشار کمتری بر آن‌ها وارد می‌سازد. خودکنترلی هیجانی به عنوان یکی از مؤلفه‌های هوش هیجانی با مهارت‌های حل‌مسئله (دنیز، ۲۰۱۳ ؛ ایروزکان،۲۰۱۳، کورکمز و همکاران، ۲۰۲۰)، رضایت از زندگی زناشویی (آنجل،۲۰۱۶)، میزان تجربه‌های عاطفی شدید (لایتون و مراون، ۲۰۱۴) و بکارگیری روش‌های مناسب در برقراری روابط بین‌فردی (لیورنت و همکاران، ۲۰۱۰) رابطه دارد. از آنجا که هوش هیجانی و مؤلفه‌های آن از طریق آموزش ارتقاء می‌یابند به نظر می‌رسد آموزش خودکنترلی‌هیجانی بتواند نحوه برخورد افراد با تعارضات میان‌فردی و استفاده از راهبردهای مسئله‌گشایی آن‌ها را تحت تأثیر قرار دهد.

از این‌رو پژوهش حاضر در راستای پاسخ به این سؤال انجام شد که آیا آموزش خودکنترلی هیجانی بر مدیریت تعارضات بین‌فردی و راهبردهای مسئله‌گشایی زنان دارای مشکلات زناشویی موثر است؟

روش

پژوهش حاضر از نوع نیمه آزمایشی با طرح پیش آزمون- پس آزمون با گروه کنترل و پیگیری بود.

جامعهٔ آماری پژوهش را زنانی که با تعارضات زناشویی مواجه بودند تشکیل دادند. به منظور شناسایی و غربالگری نمونه‌های مورد نیاز و باتوجه به مد نظر قرار دادن ملاک های ورود (عدم ابتلا به اختلالات روان‌شناختی و نمره پایین در مقیاس خودکنترلی) ، تعداد ۳۰۰ پرسشنامه تعارض زناشویی ثنایی و براتی(MCQ) ، سلامت روان GHQ و مقیاس خودکنترلی هوش‌هیجانی بارآن در بین مادران دانش‌آموزان دختر و پسر مدارس منطقه ۱ شهرستان قزوین اجرا شد و ۳۴ نفر با توجه به نمرهٔ بالا در پرسشنامهٔ تعارض زناشویی و کسب نمرهٔ لازم در

ملاک‌های ورود به عنوان نمونهٔ پژوهش انتخاب شدند و بر اساس ویژگی‌های جمعیت‌شناختی (سن، تحصیلات، وضعیت اقتصادی، مدت ازدواج، تعداد فرزندان) همگن و به صورت تصادفی در دو گروه آزمایش (n=۱۷) و کنترل (n=۱۷) قرارداده شدند. دامنهٔ سنی آزمودنی‌ها ۲۵ تا ۴۰سال با تعداد ۱ تا ۳ فرزند بود. در این مرحله طی یک جلسهٔ توجیهی آزمودنی‌های انتخاب شده پس از کسب رضایت آگاهانه و اطلاع از نحوه و روند اجرای پژوهش وارد فرآیند پژوهش حاضر گردیدند.

همهٔ شرکت‌کنندگان در جلسهٔ اول به پرسشنامه‌های سبک‌های حل مسئله و مدیریت تعارض پاسخ دادند. افراد گروه آزمایش در ۸ جلسهٔ ۷۵ دقیقه‌ای آموزش‌های لازم در زمینه خودکنترلی هیجانی را توسط پژوهشگر روانشناس دریافت نمودند، این درحالی بود که هیچ یک از افراد گروه کنترل آموزشی را دریافت نکردند. پس از پایان جلسات آموزشی آزمودنی‌های هر دو گروه (آزمایش و کنترل) مجددا به پرسشنامه‌های سبک‌های حل‌مسئله و مدیریت تعارض پاسخ دادند. جهت پیگیری و اطمینان از پایداری یافته‌های بدست آمده پرسشنامه‌های مورد نظر پس از سه ماه مجددا در دوگروه آزمایش و کنترل اجرا شد.

ابزار گردآوری اطلاعات

پرسشنامهٔ سبک‌های مدیریت تعارضات بین فردی[1] (ROCI- II): این پرسشنامه ۲۸ سؤالی توسط رحیم در سال ۱۹۸۳ طراحی شد که پنج سبک حل تعارض یکپارچگی (سؤالات ۱تا۷)، اجتنابی (سؤالات ۸تا۱۳)، مسلط (سؤالات ۱۴ تا ۱۸)، مصالحه (سؤالات ۱۹ تا ۲۲) و ملزم‌شده (سولات ۲۳ تا ۲۸) را می‌سنجد. ماده‌های این مقیاس در طیف لیکرت ۵ درجه‌ای از کاملاً مخالفم (نمره ۱) تا کاملاً موافقم (نمره ۵) نمره‌گذاری می‌شود. نمرهٔ مربوط به هر زیرمقیاس از مجموع ماده‌های مربوط به آن بدست می‌آید. نمرهٔ بالاتر در هر یک از این سبک‌ها، مشخص‌کننده سبک غالب فرد پاسخ‌دهنده در حل‌تعارض با همسرش است (باباپور، ۱۳۸۵). رحیم و مگنر (۱۹۹۵) همسانی درونی پرسشنامه را با استفاده از آلفای کرونباخ برای خرده مقیاس‌های پرسشنامه در دامنه ۰/۷۲ تا ۰/۷۷ گزارش نمودند. همچنین نتایج نشان داد که این پرسشنامه از روایی همگرا و افتراقی مطلوبی بر خوردار است.

[1] Rahim Organization Conflict Inventory – II(ROCI-II)

حقیقی، زارعی و قادری (۱۳۹۱) در پژوهش خود اعتبار هریک از سبک‌ها را با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برای سبک یکپارچگی۰/۷۱، اجتنابی۰/۷۲، مسلط۰/۷۰، مصالحه ۰/۷۵و ملزم شده۰/۷۰ گزارش کردند.

اعتبار هریک از سبک‌های پرسشنامه در پژوهش حاضر با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ در پیش آزمون برای سبک‌های یکپارچگی۰/۸۳، سبک اجتنابی۰/۸۲،سبک مسلط۰/۷۲، سبک مصالحه۰/۷۵ و برای سبک ملزم شده۰/۷۸ و در پس‌آزمون برای هریک از سبک‌های یکپارچگی۰/۷۰، سبک اجتنابی۰/۷۷،سبک مسلط۰/۷۸، سبک مصالحه۰/۷۵ و برای سبک ملزم شده۰/۷۲ بدست آمد.

پرسشنامهٔ سبک‌های مسئله‌گشایی[1] (pss): این پرسشنامه را کسیدی و لانگ (۱۹۹۶) طی دو مرحله ساخته‌اند و دارای ۲۴پرسش است که شش عامل را می‌سنجد و هرکدام از عوامل دربرگیرنده چهارماده آزمون می‌باشند. این عوامل عبارتند از درماندگی در حل‌مسئله (سؤالات۱تا۴)، مهارگری حل‌مسئله (سؤالات ۵ تا۸)، سبک حل‌مسئله خلاقانه (سولات ۹ تا۱۲)، اعتماد در حل‌مسئله (سؤالات ۱۳ تا۱۶)، سبک اجتناب (سؤالات ۱۷ تا۲۰) و سبک گرایش (سؤالات ۲۱تا۲۴). سبک‌های درماندگی، مهارگری و اجتناب زیرمقیاس‌های حل‌مسئله غیرسازنده و سبک‌های گرایش، خلاقیت و اعتماد زیرمقیاس‌های حل‌مسئله سازنده می‌باشند (شاطری، اشکانی، مدرس غروی، ۱۳۸۸).

پرسش‌های این مقیاس با گزینه‌های بله و خیر و نمیدانم پاسخ داده می‌شوند و نمره‌گذاری به شکل صفر و یک انجام می‌شود و برای گزینه نمی‌دانم نیز ۵/. در نظرگرفته می‌شود. هر عاملی که بالاترین نمره را داشته باشد نشان می‌دهد که فرد به هنگام مواجهه با مشکلات از آن شیوه استفاده می‌کند. آلفای کرونباخ این پرسشنامه در مطالعه بخشی پوررودسری، علیلو و ایرانی (۱۳۸۷) برای سبک‌های درماندگی، مهارگری، خلاقیت، اعتماد، اجتناب و گرایش به ترتیب۶۶/.، ۶۶/.، ۵۷/.، ۷۱/.، ۵۲/.، ۶۵/.، بدست آمد.

کسیدی و لانگ (۱۹۹۶) آلفای کرونباخ این پرسشنامه را در یک پژوهش برای سبک‌های مهارگری، درماندگی، خلاقیت، اعتماد، اجتناب و گرایش را به ترتیب ۰/۶۶، ۰/۶۶ ، ۰/۵۷، ۰/۷۱، ۰/۵۲ و ۰/۶۵ بدست آوردند.

درپژوهش حاضر اعتبار هر یک از سبک‌های پرسشنامه با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ در پیش آزمون برای سبک حل‌مسألهٔ سازنده ۰/۷۸ و برای سبک حل مسألهٔ غیرسازنده ۰/۷۵

[1] Problem solving styles

همچنین میزان اعتبار با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ در پس آزمون برای سبک حل‌مسألهٔ سازنده ۰/۷۶ و برای سبک حل‌مسألهٔ غیرسازنده ۰/۷۴بدست آمد.

پرسشنامهٔ تعارض زناشویی ثنایی و براتی[1] **(MSQ)** :پرسشنامهٔ تعارض‌های زناشویی یک ابزار ۴۲ سؤالی است که به وسیلهٔ ثنایی ذاکر (1375) تهیه و تنظیم شده است و هفت بعد یا زمینهٔ تعارض‌های زناشویی شامل کاهش همکاری، کاهش رابطهٔ جنسی، افزایش واکنش‌های هیجانی، افزایش جلب حمایت فرزند، افزایش رابطهٔ فردی با خویشاوندان خود، کاهش رابطهٔ خانوادگی با خویشاوندان همسر و دوستان و جداکردن امور مالی از یکدیگر را اندازه گیری می‌کند (ثنایی ذاکر، علاقمند و فلاحتی، ۱۳۹۶). نمره‌گذاری آن به روش لیکرت از ۱ تا ۵ تنظیم شده است. حداکثر نمره کل پرسشنامه ۲۱۰ و حداقل آن ۴۲ است. آلفای کرونباخ برای کل پرسشنامه روی یک گروه ۳۲ نفری برابر با ۰/۵۳ و برای هفت خرده‌مقیاس آن به ترتیب ذکر شده در بالا ۰/۳۰، ۰/۵۰، ۰/۷۳، ۰/۶۰، ۰/۶۴و ۰/۵۱بدست آمده است (براتی و ثنایی،۱۳۷۵). در هنجاریابی مجدد این پرسشنامه توسط دهقانی (۱۳۸۰) که بر روی یک گروه ۳۰ نفری از مراجعه‌کنندگان به مراکز مشاوره انجام شد، آلفای کرونباخ برای کل پرسشنامه۰/۷۱ بدست آمد.

اعتبار پرسشنامه در پژوهش حاضر با استفاده از روش آلفای کرونباخ برای کل این مقیاس در پیش‌آزمون ۰/۸۳ و در پس‌آزمون ۰/۸۰ بدست آمد.

مقیاس خودکنترلی: مقیاس خودکنترلی مورد استفاده در پژوهش حاضر از زیرمقیاس‌های پرسشنامهٔ هوش هیجانی بار-آن بود. این زیرمقیاس توانایی مقاومت در برابر یک تکانه، سائق و کنترل هیجان‌های خود را می‌سنجد و دارای ۶ سؤال (۲۶، ۱۱، ۴۱، ۵۶، ۷۱، ۸۶) با نمره‌گذاری معکوس (کاملاً موافقم ۱ و کاملاً مخالفم ۵) است. درتحقیق بار-آن (۱۹۹۷) ضریب بازآزمایی پرسشنامه بعد ار یک ماه ۰/۸۵ و بعد از ۴ ماه ۰/۷۵ گزارش شد. درتحقیق زارع (۱۳۸۰به نقل از فتحی‌آشتیانی، ۱۳۹۱) میانگین کل ضریب همسانی درونی پرسشنامه ۰/۷۶ بدست آمد.

اعتبار پرسشنامه در پژوهش حاضر با استفاده از روش آلفای کرونباخ در پیش‌آزمون ۰/۷۴ و در پس‌آزمون ۰/۷۱ به دست آمد.

پروتکل تنظیم هیجان گراس: برای دستکاری متغیر مستقل از برنامهٔ آموزش تنظیم هیجان مبتنی بر مدل فرایند گروس (۲۰۰۷) استفاده شد. این پروتکل شامل هشت جلسهٔ آموزشی ۷۵ دقیقه‌ای است.

[1] Marital Conflict Questionnaire

پروتوکل تنظیم هیجان گروس

جلسه اول: آشنایی - بیان اهداف اصلی و فرعی، منطق و مراحل مداخله، قواعد شرکت در گروه.
جلسه دوم: انتخاب موقعیت شناخت هیجان و موقعیت‌های برانگیزاننده از طریق آموزش تفاوت عملکرد انواع هیجان‌ها و آثارکوتاه مدت و درازمدت آن‌ها.
جلسه سوم: انتخاب موقعیت ارزیابی میزان آسیب پذیری و مهارت‌های هیجانی اعضاء - خودارزیابی با هدف شناخت تجارب هیجانی خود، میزان آسیب‌پذیری هیجانی فرد، شناسایی راهبردهای تنظیمی فرد.
جلسه چهارم: اصلاح موقعیت تغییر موقعیت‌های برانگیزانندهٔ هیجان -جلوگیری از انزوای اجتماعی و اجتناب از آموزش راهبردهای حل مسئله، آموزش مهارت‌های بین فردی.
جلسه پنجم: گسترش توجه تغییر توجه- متوقف کردن نشخوار فکری و نگرانی، آموزش توجه.
جلسه ششم: ارزیابی شناختی تغییر ارزیابی‌های شناختی- شناسایی ارزیابی‌های غلط و آثار آن‌ها بر حالات هیجانی، آموزش راهبردهای ارزیابی مجدد.
جلسه هفتم: تعدیل پاسخ- تغییر پیامدهای رفتاری و فیزیولوژیکی هیجان- شناسایی میزان و نحوه‌ی استفاده از راهبردهای بازداری و بررسی پاسخ‌های هیجانی آن، آموزش تخلیه‌ی هیجان، آرمیدگی و عمل معکوس.
جلسه هشتم: ارزیابی و کاربرد- بررسی و رفع موانع انجام تکلیف- ارزیابی میزان نیل به اهداف مراجع

یافته‌ها

جدول شماره۱ آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش را به تفکیک گروه‌ها درپیش-آزمون، پس‌آزمون و پیگیری نشان می‌دهد.

جدول شماره۱. آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش

متغیر	گروه		پیش آزمون		پس آزمون		پیگیری	
			میانگین	انحراف استاندارد	میانگین	انحراف استاندارد	میانگین	انحراف استاندارد
سبک‌های مدیریت تعارض	حل‌تعارض یکپارچه	آزمایش	۱۷	۵/۱۰	۲۲/۷۶	۳/۵۷	۲۱/۵۲	۳/۱۰
		کنترل	۱۷/۲۹	۷/۴۱	۱۵/۱۱	۳/۲۷	۱۷/۵۸	۳/۳۵
	حل‌تعارض اجتنابی	آزمایش	۱۸/۸۸	۶/۴۹	۱۷/۹۴	۵/۹۶	۱۷/۱۷	۵/۷۵
		کنترل	۱۸/۶۴	۵/۴۸	۲۲/۰۵	۳/۰۳	۲۰/۵۸	۴/۱۸
	حل‌تعارض مسلط	آزمایش	۱۷/۱۷	۴/۹۵	۱۳/۲۳	۴/۲۳	۱۳/۲۳	۳/۴۳
		کنترل	۱۷/۵۸	۶/۱۱	۱۶/۰۵	۳/۶۱	۱۶/۵۲	۳/۷۴

	حل‌تعارض مصالحه	آزمایش	۱۳/۱۱	۳/۴۶	۱۵/۲۹	۲/۰۵	۱۴/۸۸	۲/۲۳
		کنترل	۱۲/۵۲	۳/۸	۱۳	۲/۲۶	۱۳/۰۵	۲/۸۱
	حل‌تعارض ملزم‌شده	آزمایش	۲۰/۹۴	۳/۵۷	۲۲/۵۸	۳/۹۵	۲۲/۱۱	۳/۴۶
		کنترل	۲۱/۴۷	۳/۵۱	۲۲/۷۰	۲/۵۶	۲۲/۳۵	۳/۰۱
سبک‌های حل مسئله	حل‌مسئله سازنده	آزمایش	۴/۹۴	۱/۹۵	۶/۷۰	۱/۵۷	۶/۴۴	۱/۶۰
		کنترل	۵/۹۱	۱/۵۶	۴/۹۷	۲/۱۱	۵/۵۸	۱/۴۰
	حل‌مسئله غیرسازنده	آزمایش	۸/۱۴	۱/۳۴	۴/۷۹	۱/۵۳	۵/۸۵	۱/۲۸
		کنترل	۷/۶۷	۱/۴۲	۷/۱۴	۱/۲۰	۷/۱۱	۱/۷۲

برای مقایسهٔ گروه‌های آزمایش و کنترل در سبک‌های حل تعارض از تحلیل کوواریانس چندمتغیره (MANCOVA) استفاده شد. عدم معنی‌داری آزمون لوین برای سبک‌های حل‌تعارض یکپارچه (۰/۲۹۴) اجتنابی (۰/۰۸۱) مسلط (۰/۱۷۵) مصالحه (۰/۲۶۶) و ملزم‌شده (۰/۰۷۵) و آزمون باکس (۰/۰۹۴) برقراری مفروضه‌های آزمون را نشان می‌دهد. مقدار شاخص لامبدای ویلکز در پس‌آزمون (۱۰/۷۹) و پیگیری (۳/۷۷) در سطح $p<0/05$ معنادار بود. نتایج آزمون تفاوت‌های بین‌گروهی در جدول شماره ۲ گزارش شده است.

جدول شماره۲. نتایج مربوط به مقایسهٔ خرده‌مقیاس‌های مدیریت تعارضات بین‌فردی در گروه‌های آزمایش و کنترل

منبع تغییرات	متغیر وابسته	مجموع مجذورات	درجه آزادی	میانگین مجذورات	F	میزان تأثیر (مجذور اتا)	سطح معنی‌داری
نمرات پس-آزمون	حل‌تعارض یکپارچه	۴۵۹/۳۵	۱	۴۵۹/۳	۳۷/۲۴	۰/۵۸۰	۰/۰۰۰
	حل‌تعارض اجتنابی	۸۲/۴۰	۱	۸۲/۴	۷/۱۷۷	۰/۲۱۰	۰/۰۰۱
	حل تعارض مسلط	۵۷/۷۱	۱	۵۷/۷	۴/۸۶۱	۰/۱۵۳	۰/۰۳۶
	حل‌تعارض مصالحه	۴۳/۹۸	۱	۴۳/۹۸	۱۰/۰۱	۰/۲۷۱	۰/۰۰۴
	حل تعارض ملزم-شده	۱/۹۸	۱	۱/۹۸	۰/۲۳۷	۰/۰۰۹	۰/۶۳۰
نمرات پیگیری	حل‌تعارض یکپارچه	۱۱۷/۵۴	۱	۱۱/۵۴۳	۹/۹۱۳	۰/۲۶۹	۰/۰۰۴
	حل‌تعارض اجتنابی	۹۹/۵۴۱	۱	۹۹/۵۴۱	۵/۵۷۷	۰/۱۷۱	۰/۰۲۶
	حل‌تعارض مسلط	۹۰/۵۸۵	۱	۹۰/۵۸۵	۹/۳۱۷	۰/۲۵۷	۰/۰۰۵
	حل‌تعارض مصالحه	۲۹/۸۷۲	۱	۲۹/۸۷۲	۵/۱۲۵	۰/۱۶۰	۰/۰۳۲
	حل‌تعارض ملزم‌شده	۰/۳۸۰	۱	۰/۳۸۰	۰/۰۳۶	۰/۰۰۱	۰/۸۵۱

همان‌گونه که جدول (۲) نشان می‌دهد، در همهٔ سبک‌های حل تعارض به غیر از سبک ملزم شده تفاوت گروه‌ها در پس‌آزمون معنادار بوده و این تفاوت در بررسی پیگیری بعد از سه ماه نیزپابرجا بود. اندازهٔ اثر برای هر چهار روش حل‌تعارض در پس‌آزمون و مطالعه پیگیری بزرگ بود.

برای مقایسهٔ گروه‌های آزمایش و کنترل در سبک‌های حل‌مسئله در پس‌آزمون و مطالعهٔ پیگیری از تحلیل کوواریانس چندگانه(MANCOVA) استفاده شد. عدم معنی‌داری آزمونهای لوین مربوط به حل مسألهٔ سازنده (۰/۰۶۴) و حل مسألهٔ غیرسازنده (۰/۳۶۸) و آزمون باکس (۰/۱۴۱) از برقراری مفروضه‌های همگونی واریانس و همگونی ماتریس واریانس کوواریانس حمایت کردند. شاخص لامبدای ویلکز برای بررسی تأثیر خودکنترلی‌هیجانی بر سبک‌های حل‌مسئله در بررسی مربوط به پس آزمون ۱۷/۴۳ و در بررسی مربوط به آزمون پیگیری ۶/۲۵ بدست آمد که در سطح خطای کمتر از ۰/۰۱ معنی‌دار است. نتایج آزمون در جدول شماره ۳ گزارش شده است:

جدول شماره۳. نتایج مربوط به مقایسه مؤلفه‌های سبک‌های حل مسئله در گروه‌های آزمایش و کنترل

منبع تغییرات	متغیر وابسته	مجموع مجذورات	درجه آزادی	میانگین مجذورات	F	میزان تأثیر (مجذور اتا)	ضریب معنی داری
پس آزمون گروه‌ها	حل مسئله سازنده	۳۱/۴۸۳	۱	۳۱/۴۸۳	۱۱/۱۳۵	۰/۲۳۳	۰/۰۰۵
	حل مسئله غیر سازنده	۴۳/۸۶۳	۱	۴۳/۸۶۳	۲۵/۵۰۴	۰/۴۵۹	۰/۰۰۰
نمرات پیگیری گروه‌ها	حل مسئله سازنده	۱۲/۲۱۵	۱	۱۲/۲۱۵	۷/۰۰۷	۰/۱۸۹	۰/۰۱۳
	حل مسئله غیر سازنده	۱۱/۳۲۹	۱	۱۱/۳۲۹	۵/۶۶۶	۰/۱۵۹	۰/۰۲۴

همانگونه که جدول (۳) نشـان می‌دهد، تفاوت گروه‌ها در سـبک‌های حل‌مسـألهٔ سازنده و غیر سازنده در پس آزمون معنادار بوده و این تفاوت در بررسی پیگیری بعد از سه ماه نیز پابرجا بود و اندازه اثر هر دو سبک حل‌مسئله در پس‌آزمون و مطالعه پیگیری بزرگ بود.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف از پژوهش حاضر بررسی اثربخشی آموزش خودکنترلی‌هیجانی بر مدیریت تعارضات بین‌فردی و راهبردهای مسئله‌گشایی زنان دارای تعارض‌های زناشویی بود. بر اساس نتایج پژوهش حاضر و بررسی‌های مربوط به پیگیری یافته‌ها در جدول(۱) سبک حل‌تعارض اجتنابی به عنوان سبک غالب افراد نمونه در پیش‌آزمون بوده است. اما پس از اجرای آموزش‌های خودکنترلی سبک حل‌تعارض یکپارچه غالب شد که نشان‌دهندۀ تاثیرگذاری آموزش خودکنترلی بر سبک‌های حل‌تعارض افراد می باشد. این یافته همسو با نتایج پژوهش‌های حکیمی تهرانی، فاتحی‌زاده، باغبان و احمدی (۱۳۹۱)، زند، جمهری و میرزایی (۱۳۸۷)، پیمانی (۱۳۹۵)، کرویل و والتز (۲۰۰۲)، آبراهام و براین (۲۰۰۰)، باسگل و اوزگر (۲۰۱۶)، چان، سیت و لیو (۲۰۱۴)، آیسای (۲۰۱۵) و خوخار و سلوامورثی (۲۰۱۶) است. این پژوهشگران در پژوهش‌های خود گزارش کردند که مدیریت هوش‌هیجانی بر روی رضایت از زندگی افراد موثر است و افراد با هوش‌هیجانی بالا بیشتر از سبک‌های حل تعارض یکپارچه‌سازی، ملزم، مصالحه و مسلط استفاده می‌کنند و افراد با هوش هیجانی پایین بیشتر از سبک حل تعارض اجتنابی استفاده می‌نمایند.

یافتۀ دیگر پژوهش حاضردر تحلیل پس‌آزمون و بررسی‌های مربوط به گروه‌های پیگیری این است که آموزش خودکنترلی هیجانی موجب تاثیرگذاری بر سبک‌های مورد استفاده جهت حل مسائل می‌شود، بطوریکه مقایسۀ میانگین‌های بدست آمده در این متغیر نشان‌دهندۀ افزایش حل‌مسألۀ سازنده و کاهش سبک حل‌مسألۀ غیرسازنده در افراد مورد بررسی است این یافته همسو با نتایج پژوهش‌های کرائی، سودانی، هنرمند و مکتبی (۱۳۹۴)، پاکروان، حقایق، نشاط‌دوست و مولوی (۱۳۹۲)، ابوالمعالی، مجتبائی و رحیمی (۱۳۹۲) و دنیز (۲۰۱۳) است که در پژوهش خود همبستگی معنی‌دار هوش‌هیجانی و سبک‌های حل‌مسئله را نشان دادند و گزارش کردند، افراد دارای انعطاف‌پذیری و توانایی حل‌مسئله از هوش‌هیجانی بالاتری برخوردار هستند.

انچه مسلم است اتخاذ نوع سبک مورد استفاده، متاثر از عوامل بسیاری است که بررسی هر یک از این عوامل می‌تواند موضوعی برازنده برای مطالعات از این دست محسوب شود. مهارت‌های کنترل‌هیجانی در روابط مخصوصا در درون سازمان پیچیده‌ای بنام خانواده و تأثیر ان بر نوع مقابله با تعارضات زناشویی موضوعی است که در تحقیق حاضر بررسی شد. در راستای نتایج بدست آمده به طور کلی می‌توان اینگونه استنباط نمود که وجود تعارضات بخش جدایی‌ناپذیر زندگی انسان به ویژه در روابط زناشویی است چرا که در خلال یک ارتباط نزدیک، عادت‌ها یا تفاوت‌ها بارزتر می‌شوند و تحت تأثیر موقعیت‌های هیجانی و واکنش‌های نادرست قرار می‌گیرند. مطالعات در زمینۀ حل‌تعارض نشان می‌دهد که سبک‌های مختلفی برای حل‌تعارض از سوی

همسران به کار گرفته می‌شود که برخی سازنده و برخی مخرب است. در واقع میزان کنترلی که افراد در شرایط هیجانی بر روی رفتارها و واکنش‌های خود دارند در اتخاذ سبک مورد استفاده برای حل‌تعارض تاثیرگذار است. آشفتگی‌های هیجانی و از کنترل خارج شدن هیجان‌ها، افراد را از تفکر به شیوهٔ منطقی بازمی‌دارد و تأثیر منفی بر حل تعارض به شیوهٔ مناسب می‌گذارد به نحوی که فرد بدون تامل به چگونگی حل آن و با استفاده از یک سبک منجر به شکاف و فاصله در روابط نزدیک خود می‌شود.

به طور کلی سبک‌های غیرمؤثر مدیریت تعارض، که موجب بروز مشکلاتی در روابط همسران می‌شود، اَشکال متعددی دارد که شایع‌ترین آن سبک‌های مسلط، الزام و اجتنابی است. افرادی که در کنترل هیجان‌های خود ناتوان هستند به دلیل عدم کنترل رفتار، افکار و واکنش‌های خود بیشتر از این روش‌ها استفاده می نمایند. برای چنین افرادی زندگی زناشویی به مثابهٔ میدان جنگ است. هدف آن‌ها کسب قدرت و برنده شدن حتی به قیمت زیر پا گذاشتن حقوق و احترام دیگری است. آن‌ها بدون توجه به نظر همسرشان، به خواستهٔ خود اصرار می‌ورزند و به دلیل مشکل در کنترل هیجان معمولاً از روش‌های پرخاشگرانه مثل فریاد یا اعمال زور استفاده می‌کنند. استفاده از سبک‌های نادرست در روابط منجر به شکل‌گیری یک دور باطل در عدم کنترل هیجان‌ها می‌شود، به طوری‌که ابتدا کنترل نداشتن بر روی هیجان‌ها منجر به استفاده از سبک نامناسب در روابط می‌شود و در ادامه استفاده از سبک نادرست در روابط منجر به بروز هیجان‌های منفی با شدت بیشتر می‌شود. به طورکلی برای کنترل تعارض، بایستی هیجان‌های مرتبط با آن‌را شناخت(گلمن،ترجمه پارسا،۱۳۹۳).

گاتمن (۱۹۹۴ به نقل از استیوبر، ۲۰۰۵) عقیده دارد زوجینی که سبک حل‌تعارض آن‌ها اجتنابی است، اصولا با اختلاف‌ها و تفاوت‌های خود به طرز غیرمستقیم‌تری برخورد می‌کنند و عواطف و هیجان‌های منفی و شکننده خود را به روش نامناسبی سرکوب می‌کنند. این در حالی است که افراد دارای توانایی بالا در غلبه بر هیجان‌های خود در موقعیت‌های مختلف بیشتر به استفاده از سبک‌های درست و معقول تعارض روی می‌آورند. هنگامی که افراد از این سبک‌ها استفاده می‌کنند صمیمیت بیشتری در روابط خود نشان می‌دهند (شادلیچ، استدلرب، استورا و هارینگتون، ۲۰۱۳).

در واقع خوشبختی انسان در آن نیست که با هیچ مشکل و مسئله‌ای روبرو نشود بلکه در آن است که به هنگام رویارویی با مشکلات توانایی حل آن‌ها را داشته باشد. هیچ رابطه‌ای به اندازه رابطهٔ زناشویی، به دلیل تعاملات بسیاری که در آن وجود دارد مستعد اختلاف نیست، و در این راستا توانایی کنترل هیجانات به شکل مطلوب به فرد این امکان را می‌دهد تا توانایی کنترل

موقعیت مسئله‌زا را به دست آورد و از دخالت عوامل نامطلوب درونی و بیرونی، عوامل هیجانی منفی و سایر عوامل محیطی مزاحم پیشگیری کند. چنین شرایطی باعث می‌شود که جو روانی متعادل بر خانواده حاکم باشد. در چنین مواقعی زمانی که زن و شوهر متوجه شدند مشکل واقعی چیست، یکی از آن‌ها راه‌حل پیشنهاد می‌دهد. دیگری یا راه را می‌پذیرد یا آن را اصلاح می‌کند و یا راه‌حل دیگری را ارائه می‌دهد. درحالی که افراد فاقد توانایی کنترل هیجانی به هنگام رویارویی با مشکلات دچار پریشانی می‌شوند و توانایی حل‌مسئله به شیوهٔ منطقی و سازنده را ندارند. اینگونه افراد در صورت وجود مشکل مغلوب فشارها و هیجانات ناشی از آن شده واکنش‌های غیر معقول از خود نشان می‌دهند.

در استنباط کلی از یافته‌های فوق باید بدین موضوع اشاره داشت که خودکنترلی‌هیجانی زمانی می‌تواند در حل اختلاف زوجین اثرگذار باشد که سبک‌های حل‌تعارض و سبک‌های حل‌مسئله را که لازم و ملزوم هم هستند با هم دربرگیرد.

در آخر اینکه هر پژوهشی در کنار بدیع بودن و داشتن نقاط قوت، دارای برخی محدودیت‌های خاص خود می‌باشد. از جمله محدودیت‌های پژوهش حاضر، عدم آگاهی و همکاری افراد نمونه، محدودیت زمانی، لزوم هماهنگی و طی نمودن مراحل آن با ادار، آموزش و پرورش و همچنین تمرکز بر جامعه زنان دارای مشکلات زناشویی به دلیل همکاری پایین درمیان جامع، مردان بود. با استناد به نتایج پژوهش حاضر پیشنهاد می‌شود با آموزش، شناسایی، کنترل و تنظیم مناسب هیجانات به افراد جامعه مخصوصا زوجین دارای مشکلات زناشویی، آن‌ها را در مقابلهٔ مناسب با مسائل و مشکلات خود و رفع اختلافات یاری رساند.

موازین اخلاقی

پیرو رعایت اصول اخلاقی، در پژوهش حاضر اصول کلی فرآیند پژوهش به شرکت‌کنندگان توضیح داده شد سپس با اخذ رضایت آگاهانه، رعایت حریم خصوصی، رعایت اصل کلی رازداری و همچنین ارائهٔ اختیار تام به شرکت‌کنندگان در رابطه با همکاری یا خروج از پژوهش، تلاش شد تا مسائل اخلاقی مدنظر قرار داده شود.

تشکر و قدردانی

بدین وسیله از بخش آموزش دانشگاه سراسری زنجان، پرسنل ادارهٔ کل آموزش و پرورش استان قزوین، پرسنل مدارس ناحیه ۱ قزوین و اولیاء دانش‌آموزان نهایت تشکر را به جا می‌آوریم.

مشارکت نویسندگان

این مقاله برگرفته از پایان نامهٔ کارشناسی ارشد فاطمه شیرمحمدی از دانشگاه سراسری زنجان با حمایت و همکاری استاد راهنما سرکارخانم دکترطاهره الهی آماده و تدوین گردیده است.

تعارض منافع

بنابر اظهار نویسندگان، این مقاله حامی مالی و تعارض منافع ندارد.

منابع

ابوالمعالی، خدیجه؛ مجتبائی، مینا و رحیمی، ندا(۱۳۹۲). پیش بینی رضایت از زندگی زناشویی بر اساس مهارت‌های حل‌مسئله اجتماعی و هوش معنوی در افراد متأهل. *مجله علوم رفتاری*، سال پنجم، شماره دوم،۱۱۷-۱۲۶. [پیوند].

ابوسعیدی مقدم،نجمه ،ثناگوی محرر .غلامرضا و شیرازی، محمود.(۱۳۹۹). اثربخشی درمان پذیرش و تعهد بر احساس تنهایی، شرم و گناه زنان متقاضی طلاق، *فصلنامه روان شناسی کاربردی*، ۱۴(۱ پیاپی-۵۳): ۳۵-۵۴. [پیوند].

اعتمادی، عذرا؛ جابری، سمیه؛ جزایری، رضوان السادات و احمدی، سیداحمد(۱۳۹۳). بررسی رابطه مهارت های ارتباطی، الگوهای ارتباطی و سبک های حل‌تعارض با صمیمیمت زناشویی در زنان شهر اصفهان. *نشریه زن و جامعه*، سال پنجم، شماره یک، صص۶۳-۷۴. [پیوند].

باباپور، خیرالدین(۱۳۸۵). بررسی رابطه بین شیوه های حل تعارض ارتباطی و سلامت روانشناختی دانشجویان. *پژوهش های نوین روانشناختی (روانشناسی دانشگاه تبریز)*، سال اول، شماره چهارم، صص ۲۷-۴۶. [پیوند].

باباپورخیرالدین، جلیل؛ پورشریفی، حمید و قطبی، محمدرضا(۱۳۹۲). *نقش سبک‌های عشق‌ورزی و سبک‌های حل‌تعارض در پیش‌بینی رضایت‌مندی زناشویی*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی دانشگاه تبریز. [پیوند].

بخشی پور رودسری، عباس؛ محمودعلیلو، مجید و ایرانی،سیدجواد(۱۳۸۷). مقایسه ویژگی‌های اختلال‌های شخصیت و راهبردهای مقابله‌ای(مبتنی بر شیوه های حل مسئله) معتادان خودمعرف و گروه بهنجار، *مجله روانپزشکی و روانشناسی بالینی ایران (اندیشه و رفتار)*، دوره چهاردهم، شماره سوم، ۲۸۹-۲۹۷. [پیوند].

ثنایی ذاکر، باقر؛ علاقمند، ستیلا و فلاحتی، شهره(۱۳۹۶). *مقیاسهای سنجش خانواده و ازدواج*، تهران، بعثت [پیوند].

پاکروان، اسماعیل؛ حقایق، سید عباس؛ طاهر نشاط دوست، حمید و مولوی، حسین(۱۳۹۲). اثربخشی روش آموزش حل‌مسئله بر رضایت زناشویی و نیمرخ روانی زوجین شهرستان بروجن. *فرهنگ مشاوره و روان درمانی*، سال چهارم، شماره شانزدهم، صص ۱۵-۳۱. [پیوند].

پیمانی، محسن (۱۳۹۵). بررسی رابطه بین هوش‌هیجانی و سبک‌های دلبستگی با تعارضات زناشویی زوجین بدون مشکل زوجین و زوجین در حال طلاق». *کنفرانس جهانی روانشناسی و علوم تربیتی، حقوق و علوم اجتماعی در آغاز هزاره سوم*. [پیوند].

حاتمی نیا،لیلا و آسیه توکلی(۱۳۹۵)، بررسی تعارضات زناشویی در زوجین در شرف طلاق مراجعه کننده به کلینیک مشاوره خانواده دادگستری شهرستان شهرکرد با تأکید بر باورهای غیرمنطقی، سبک ابراز و مهارخشم، *همایش پایش جرایم و آسیب های اجتماعی و راهکارهای پیشگیرانه*، شهرستان فارسان، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فارسان. [پیوند].

حاج نوروزی، زهرا (۱۳۹۴). *نقش سیستم‌های مغزی رفتاری فعال ساز رفتاری و بازداری رفتاری در خودکنترلی و ارتباط آن با تاب آوری در زنان سرپرست خانوار*. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه زنجان. [پیوند].

حقیقی،حمید؛ زارعی،اقبال و قادری، فواد(۱۳۹۱)، بررسی ساختار عاملی و ویژگی‌های روانسنجی پرسشنامه سبک‌های حل تعارض رحیم (ROCI-II) در بین زوجین ایرانی، *فصلنامه مشاوره و روان درمانی خانواده*، دوره اول، شماره چهارم،۵۳۴-۵۶۴. [پیوند].

حکیمی تهرانی، لیلا؛ فاتحی زاده، مریم؛ باغبان، ایران و احمدی، سیداحمد(۱۳۹۱). اثربخشی آموزش امنیت هیجانی بر تعارضات زناشویی و بهزیستی ذهنی زنان متأهل. فصلنامه علمی پژوهشی جامعه زن وجامعه، سال‌سوم، شماره سوم،۱۰۵-۱۲۴. [پیوند].

زند، فریده؛ جمهری، فرهاد و میرزایی، بهشته(۱۳۸۷). رابطه هوش‌هیجانی با انواع سبک‌های مدیریت تعارض. *اندیشه ورفتار(روانشناسی کاربردی)*، دوره دوم، شماره هشتم،۳۵-۴۴. [پیوند].

شاطری، زهره؛ اشکانی، نجمه و مدرس غروی، مرتضی(۱۳۸۸). بررسی رابطه بین نگرانی مرضی، شیوه‌های حل‌مسئله و افکارخودکشی در نمونه غیربالینی. *مجله علمی دانشگاه علوم پزشکی کردستان*، سال چهاردهم، شماره یکم، صص۴۲-۲۴. [پیوند].

شاکریان، عطا(۱۳۹۱). نقش شخصیت و جنسیت در پیش بینی سازگاری زناشویی. *مجله دانشگاه علوم پزشکی کرمانشاه*، سال اول، شماره پنجاه و ششم، صص۱۶-۲۲. [پیوند].

صادقی فرد، مریم؛ سماوی، سیدعبدالوهاب و محبی، شهربانو(۱۳۹۴). *رابطه مهارت‌های حل‌مسئله و سبک های حل‌تعارض با صمیمیت و سازگاری زناشویی در زوجین شهر بندرعباس*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه هرمزگان. [پیوند].

صالحی، مهدیه؛ کوشکی، شیرین؛ سپاه منصور، مژگان و تقی لو، صادق(۱۳۸۸). ساختار عاملی مقیاس حل‌مسئله اجتماعی: نسخه تجدیدنظرشده. *مجله تحقیقات روانشناختی*، سال اول، شماره سوم، صص۲۵-۳۹. [پیوند].

فتحی آشتیانی،علی(۱۳۹۱). آزمون های روان‌شناختی، تهران:بعثت. [پیوند].

کرائی، شهلا؛ سودانی، منصور؛ مهرابی زاده هنرمند، مهناز و مکتبی، غلامحسین(۱۳۹۴). اثربخشی آموزش هوش‌هیجانی بر مهارت‌های حل مشکل خانواده در دانشجویان متأهل. *مجله دست‌آوردهای روان شناختی*، دوره دوم، شماره دوم،۱۸۹-۲۰۸. [پیوند].

کمالیان، تهمینه، میرزا حسینی ، حسن و منیرپور ،نادر (۱۳۹۹). مقایسه اثربخشی روش طرحواره‌های هیجانی با روش تمایزیافتگی خود بر دلزدگی زناشویی زنان. *فصلنامه روانشناسی کاربردی*، ۱۴(۱ پیاپی ۵۳):۳۳-۹ . [پیوند].

میری، انور؛ کریمیان،عدالت و استوار، فتاح(۱۳۹۴). نقش عاطفه مثبت و منفی و سبک‌هایی مسأله گشایی در پیش بینی رضایت از زندگی در افراد مبتلا به دیابت. *فصلنامه پرستاری دیابت دانشکده پرستاری و مامایی زابل*، سال سوم، شماره سوم، صص،۷۵-۸۶. [پیوند].

یزدان پناه، محمدعلی؛ حضرتی ویری، اصغر؛ کیانی، ستار و اشرف آبادی، مسعود(۱۳۹۱). نقش سبک‌های حل تعارض والدین و سازگاری اجتماعی و شیوه‌های حل مسئله اجتماعی فرزندان. *فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی*، سال دوازدهم، شماره چهل و هفتم،۲۶۷-۲۷۹. [پیوند].

یعقوبی، ابوالقاسم و محمد زاده، سروه(۱۳۹۵). اثر آموزش دیدگاه‌گیری اجتماعی بر سبک‌های حل تعارض زوجین. *فصلنامه‌ی فرهنگ مشاوره و روان درمانی*، سال هفتم، شماره بیست و هشتم، صص۱۰۴-۱۳۱. [پیوند].

Abraham, G.P., & de Bruyne, T. (2000). Conflict management style and marital satisfaction. *Journal of sex and marital therapy*, 26(4), 321- 334. [Link].

Angeli, C., & Valanides, N. (2012). Epistemological beliefs and ill-structured problem-solving in solo and paired contexts. *Educational Technology and Society*, 15(1),2-14. [Link].

Anghel. T. C. (2016). Emotional Intelligence and Marital Satisfaction. *Journal of Experiential Psychotherapy*, 19(3), 14-19. [Link].

Bar-on, R. (1997). *Bar-on Emotional Ouotient Inventory*. Toronto: Multi Health System Inc. [Link].

Basogul, C., & Ozgur, G. (2016). Role of Emotional Intelligence in Conflict Management Strategies of Nurses. *Asian Nursing Research*, 10(3), 228-233. [Link].

Ben-Ari, R., Hishberg, I. (2009). Attachment Styles, Conflict Perception, and Adolescents, Strategies of Coping withInterpersonal Conflict, *Negotiation Journal*, , 25 (1), 59-82. [Link].

Branje, S. J. T., Van doorn, M., Van der valk, I., & Meeus, W. (2009). Parent–adolescent conflicts, conflict resolution types, and adolescent adjustment. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 30(1),195-204. [Link].

Cassidy, T. & Long, C. (1996).Problem solving style, stress and psychological illness. Development of a multifactorial measures. *British Journal of Clinical Psychology*, 35, 256 – 277. [Link].

Chambers, R., Gullone, E. & Allen, N.B. (2009). Mindful Emotion Regulation: on Integrative Review. *Clinical Psychology Review*, 29(1), 560-572. [Link].

Chan, J. C., Sit, E. N., & Lau, W. M.(2014). Conflict management styles, emotional intelligence and implicit theories of personality of nursing students: a cross-sectional. *Nurse Education Today*. 34(6), 934-9. [Link].

Chang, E. C. (2002). Perdicting suicide ideation in an adolescent population: Examining the role of social problem solving as a moderator and a mediator. *Personality and Individual Differences*, 32(1), 1279-1291. [Link].

Croyle, K. I., & Waltz, J. (2002). Emotional awareness and couples' relationship satisfaction. *Journal of marital and family therapy*, 28 (4), 435-444. [Link].

Dabiriyan, T.H., Yamini, S.(2020). Personality traits and conflict resolution styles: A meta-analysis, *Personality and Individual* Difference, 157(15) . [Link].

Deniz, S. (2013). The relationship between emotional intelligence and problem solving skills in prospective teachers. *Educational Research and Reviews*, 8(24), 2339-2345. [Link].

Dunham, Sh. (2008). *Emotional skillfulness in African American marriage. Intimate safety as a mediator of the relationship between emotional skillfulness and marital satisfaction. Unpublished Doctoral Dissertation*. University of Akron. [Link].

Dwyer, M. T. (2005). *Emotional intelligence and conflict resolution style as predictors of marital satisfaction in the first year of marriage*. PH.D. Dissertation. University of North Carolina state. [Link.[

Erozkan, A. (2013). Assessment of Social Problem Solving with Respect to Emotional Intelligence. *The Online Journal of Counseling and Education*, 2(3),16-32. [Link].

Goodwin, L. (2000). *Resolving Auditor-Client Conflicts Concerning Financial Statement Issues*, Department of Commerce University of Queensland Australia,. [Link].

Gross, J. J., Thompson, R. A.(2007). Emotion regulation: Conceptual foundations. In J. J. Gross (Ed.), *Handbook of emotion regulation*, New York: Guilford Press. [Link].

Kamp Dush, C. M., Taylor, M. G., & kroeger, R. A. (2008). Marital happiness and psychological well-being across the life course. *Family Relations*, 57(1), 211-226. [Link].

Khokhar, G & Selvamurthy,w. (2016). Correlation of Emotional Intelligence with Conflict Management Styles in IT based Organization. *The International Journal of Indian Psychology*, 3(4), 22-30. [Link].

Layton, R. L., & Muraven, M. (2014). Self control linked with restricted emotional exterms. *Personality and Individual Difference*, 58(1), 48-53. [Link].

Maltaby, J., Day, L., McCutcheon, L., Gillett, R., Houran, J., & Ashe, d.(2004). Personality and coping: A context for examining celebrity worship and mental health , *British journal of psychology*, 95(4):411-28. [Link].

Morera, O. F., Maydeu-Olivares, A., Nygren, T. E., White, R. J., Fernandez, N. P., & Skewes, M. C. (2006). Social problem solving predicts decision making styles among US Hispanics. *Personality and Individual Differences*, 41(1), 307-317. [Link].

Özgüç .S., Tanrıverdi.,D.(2018). Relations Between Depression Level and Conflict Resolution Styles, Marital Adjustments of Patients With Major Depression and Their Spouses, *Psychiatric Nursing*, 32(3), 337-342. [Link].

Schudlich, T. D. D. R., Stettlerb, N. M., Stoudera, K. A., & Harrington, C. (2013). Adult Romantic Attachment and Couple Conflict Behaviors: Intimacy as a Multi-Dimensional Mediator. *Interpersona: An International Journal on Personal Relationships*, 7(1), 26–43. [Link].

Rahim, A., & Magner, N. R,. (1995). Confirmatory factor analysis of the styles of handling interpersonal conflict: first-order factor model and its invariance across groups. *J ApplPsychol*. 80:122-32. . [Link].

Somohano, V. C. (2013). Mindfulness, Attachment Style and Conflict Resolution Behaviors in Romantic Relationships. Unpublished Thesis Master of Arts in Psychology, Counseling, The *Faculty of Humboldt State University*. [Link].

Steuber, K. R. (2005). Adult attachment, confilict style and relationship satisfaction: comprehensive model. Unpublished master`s thesis, *Del aware university*. *[Link].*

Wilkowski, B.M., & Robinson, M.D. (2008). Clear heads are cool heads: Emotional clarity and the down- regulation of antisocial affect. *Cognition and Emotion*, 22(2), 308– 326. [Link].

Korkmaza. S., Keleş. D. D., Kazgan. A., Baykara. S., Gürok. M. G., Demir. C. F., Atmaca. M.(2020). Emotional intelligence and problem solving skills in individuals who attempted suicide, *Journal of Clinical* Neuroscience, 74, 120-123. [Link].

❋❋❋

پیوست ۱. پرسشنامه تعارض زناشویی

عبارت	همیشه	اکثرا	گاهی	بندرت	هرگز
۱) هنگام مرافعه با همسرم، رابطه من با خانواده او قطع می‌شود.					
۲) من و همسرم حساب‌های مالی جداگانه داریم.					
۳) همسرم هرکاری از من بخواهد فراموش می‌کنم.					
۵) من و همسرم کتک‌کاری می‌کنیم.					
۶) هنگام دلخوری، رابطه من با خانواده پدرو مادری خودم قطع می‌شود.					
۷) برای فرزندانم حاضرم انتظارات نامعقول او(یا آنان) را برآورده کنم.					
۸) بدون اطلاع همسرم، برای خود پس انداز شخصی دارم .					
۹) وقتی همسرم از من تقاضایی دارد، خودم را به کار دیگر مشغول می‌کنم.					
۱۱) وقتی با همسرم مرافعه دارم، اتاق یا خانه را ترک می‌کنم.					
۱۲) به تنهایی با خانواده پدر و مادری خود و خواهر و برادرانم رابطه دارم.					
۱۳) درآمد همسرم را به بهانه‌های مختلف صرف خواسته‌های شخصی خود می‌کنم.					
۱۴) همسرم را با ناقص انجام دادن کارها تنبیه می‌کنم.					
۱۶) همسرم را به رفتارهای غیر اخلاقی متهم می‌کنم.					
۱۷) از اعضای خانواده ام ، برای حل اختلافات خود با همسرم، کمک می‌گیرم.					
۱۸) فرزند (یا فرزندانم)، اسرار همسرم را به من می‌گویند.					
۱۹)خانواده پدر و مادری همسرم، به من بی احترامی می‌کنند.					
۲۰)خرج خانواده، در هرصورت (آشتی یا دعوا) در اختیار من است.					
۲۱)همسرم را با بی نظمی و نامرتب بودن، آزار می‌دهم.					
۲۲) وقتی با همسرم دعوا می‌کنم، فریاد می زنم و ناسزا می-گویم.					
۲۳) خانواده من، همسرم را با دیگران مقایسه و به حال من دلسوزی می‌کنند.					
۲۴) فرزند یا فرزندانم یکی از عوامل مهم حفظ و تداوم رابطه زناشویی من هستند.					

۲۵) دوست یا دوستانم در جریان اختلاف من و همسرم هستند.					
۲۶)من و همسرم با مشارکت و توافق یکدیگر پول و درآمد خانواده را خرج می‌کنیم.					
۲۷) حوصله‌ام از همسرم و خواسته‌هایش سر می‌رود.					
۲۹) هنگام نزاع، از همسرم درخواست طلاق می‌کنم.					
۳۰) خانوادهٔ پدری و مادری من، تمام گناه‌ها را به گردن همسرم می‌اندازند.					
۳۱) هنگام دعوا بین من و همسرم، فرزندانم از من حمایت می‌کنند..					
۳۲) حاضر نیستم برای بدهی‌های همسرم از دیگران پول قرض کنم.					
۳۴) با وجود داشتن همسر، از تنهایی رنج می‌برم.					
۳۵) همسرم در حضور خانواده پدری و مادری خودم، مرا تحقیر می‌کند.					
۳۶) هنگام مرافعه من و همسرم، یکی از فرزندانم زیاد مریض می‌شود و نیاز به مراقبت دارد.					
۳۷) همسرم و خانواده اش را در مقابل سایرین تحقیر می‌کنم.					

***

پیوست۲. پرسشنامه سبک‌های حل تعارض رحیم

عبارات	کاملاً مخالفم	مخالفم	نظری ندارم	موافقم	کاملاً موافقم
۱- تلاش می‌کنم برای یافتن راه حل مطلوب برای هر دوی ما، مسئله را با همسرم بررسی کنیم.					
۲- عقایدم را با آن اعقاید همسرم که منجر به یک تصمیم مشترک می‌شود ترکیب می‌کنم.					
۳-من با همسرم برای تصمیم‌هایی که برای هر دوی ما رضایت بخش باشد همکاری می‌کنم.					
۴-سعی می‌کنم.با هسرم همکاری کنم تا به راه حلی برسیم که انتظارات‌مان را برآورده کند.					
۵-برای حل مسائلمان به تبادل دقیق اطلاعات با همسرم می‌پردازم.					
۶-بجهت حل مسائل به بهترین شکل، سعی می‌کنم تمام مسائل مربوطه را صریحاً بیان کنم.					

۷-تلاش می‌کنم برای فهم صحیح مشکل با همسرم همکاری کنم.					
۸-تلاش می‌کنم از تبادلات کلامی ناخوشایند با همسرم جلوگیری کنم.					
۹-معمولا از بحث‌های آشکار و علنی درباره ی تفاوت‌هایم با همسرم اجتناب می‌کنم.					
۱۰- از موقعیت دشوار اجتناب و تلاش می‌کنم تا مشکل را پیش خود نگه‌دارم.					
۱۱-تلاش می‌کنم از مخالفت با همسرم اجتناب کنم.					
۱۲- جهت اجتناب از احساسات ناخوشایند عدم توافق بین خودم و همسرم را پیش خود نگه می‌دارم					
۱۳-تلاش می‌کنم از رویارویی (رو در رو شدن) با همسرم اجتناب کنم.					
۱۴-از اقتدار خودم استفاده می‌کنم تا تصمیمی گرفته شود که به نفع من باشد.					
۱۵-گاهی اوقات برای برنده شدن در وضعیت رقابتی (با همسرم) از قدرتم استفاده می‌کنم.					
۱۶-از مهارت خود استفاده می‌کنم تا تصمیمی گرفته شود که دلخواه من باشد.					
۱۷-از نفوذم استفاده می‌کنم تا عقایدم پذیرفته شوند.					
۱۸عموماً در پیگیری موضوعات جزئی جدی هستم.					
۱۹معمولا یک موضع میانه را برای شکستن بن بست (مشکلات) پیشنهاد می‌کنم.					
۲۰با همسرم مذاکره می‌کنم به طوری که بتوان به یک مصالحه دست یافت.					
۲۱از روش انعطاف (بده بستان) استفاده می‌کنم که بتوان به یک مصالحه دست یافت.					
۲۲۲۳تلاش می‌کنم یک روش متعادل را برای رفع مشکل پیدا کنم.					
به طور کلی تلاش می‌کنم تا نیازهای همسرم را برآورده کنم.					
۲۴معمولا خودم را ملزم می‌دانم به دنبال تغییراتی که در رفتار همسرم به وجود می‌آید از آن پیروی کنم					
۲۵من اغلب با پیشنهادات همسرم همراه (به خوبی کنار می آیم) می‌شوم.					
۲۶معمولا با خواسته های همسرم سازگار می‌شوم.					
۲۷تلاش می‌کنم انتظارات همسرم را برآورده کنم.					
۲۸تسلیم آرزوهای همسرم می‌شوم.					

***

پیوست۳. پرسشنامه سبک‌های حل مسئله

عبارات	بله	خیر	نمی‌دانم
۱-کارهایم را بدون هدف انجام می‌دهم بدون اینکه در نظر بگیرم آن‌ها ممکن است موقعیت را تحت تأثیر قرار دهند.			
۲-احساس بی باوری می‌کنم، و قادر نیستم در مورد هیچ نوع راه حلی در رابطه با حل مشکلم فکر کنم.			
۳-هنگامی که با مشکلات مواجه می‌شوم فقط به خودم فکر می‌کنم.			
۴-به هنگام بروز مشکلات زندگی‌ام از هم پاشیده شده و احساس نا امیدی می‌کنم.			

۵- برای مشکلاتم خودم را سرزنش می‌کنم.			
۶-تمایل دارم فکر کنم این منم که مشکلاتم را به وجود می‌آورم.			
۷-به توانایی‌ام برای مقابله با مشکل امیدی ندارم.			
۸-به طور کلی می‌توانم کنترل موقعیت‌های مسئله زا را به عهده بگیرم.			
۹-چندین راه برای مواجهه با مشکلم در نظر می‌گیرم.			
۱۰-برای انجام کارها نقشه می‌کشم و آن را دنبال می‌کنم.			
۱۱-هنگامی که با مشکلی مواجهه می‌شوم تحریک می شوم که با خلاقیت عمل کنم.			
۱۲- تا آنجایی‌که ممکن است راه‌های زیادی را برای مواجهه با موقعیت در نظر می‌گیرم.			
۱۳-به طور کلی می‌توانم راه حلی را خارج از موقعیت‌های مشکل ببینم و می‌دانم چه کاری باید انجام دهم.			
۱۴-تصمیماتی می‌گیرم که بعدا از اتخاذ آن‌ها خشنودم.			
۱۵-زمان مواجهه با یک موقعیت جدید اطمینان دارم که در صورت بروز هر نوع مشکل می‌توانم آن را کنترل کنم.			
۱۶-راه‌هایی که برای مقابله با مشکل انتخاب می‌کنم، همان‌طور که برنامه‌ریزی کرده‌ام دقیقاً به نتیجه می رسند.			
۱۷-احساس می‌کنم که مرور زمان بهترین علاج است پس فقط باید صبر کرد.			
۱۸-فکر می‌کنم که همه چیز درست خواهد شد و نباید نگران بود.			
۱۹-فقط آرزو می‌کنم مشکلات به طریقی حل شوند.			
۲۰-سعی می‌کنم کل مسئله را نادیده گرفته و به فراموشی بسپارم.			
۲۱-برخی اوقات قدم‌های مثبت نیز برمی‌دارم.			
۲۲-مشکلات را به عنوان یک درگیریکه باید بر آن غلبه کرد می‌بینم.			
۲۳-احساس می‌کنم مشکلات قسمت طبیعی زندگی هستند و با آن‌ها رو در رو می‌شوم.			
۲۴- سعی می‌کنم جنبه مثبت موقعیت را ببینم.			

❊❊❊

Quarterly of Applied Psychology, Vol. 15, No. 2 (58), Summer 2021, 273-295

ISSN: 2008-4331- eISSN: 2645- 3541

Research Article

Investigating the Psychometric Properties of the Covid-19 Traumatic Stress Scale (CTSS) in Iranian Society

Sh. Pasha[1], S. Nasri[2*]& M. Molaei Yasavoli[3]

1. PhD Student in Counseling, Department of Counseling, Islamic Azad University, Science and Research Branch, Tehran, Iran.
2. Associate Professor, Department of Educational Sciences and Psychology, Tarbiat Dabir Shahid Rajaei University, Tehran, Iran. Email: s.nasri@sru.ac.ir
3. PhD student in Psychometrics, Faculty of Psychology and Educational Sciences, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran.

Accepted: 20 June 2021

Received: 9 May 2021

Abstract

Aim: The purpose of this study was to investigate the psychometric properties of the Covid-19 traumatic stress scale Which examines the effects of the corona virus on various aspects of Iranian life. **Method:** The present study was a descriptive correlational study. The statistical population included all adults in Tehran in the age range of 17 to 72 years. 461 people participated in the study through an online call. To analyze the data, Classical Test Theory and Item Response Theory were used and statistical software Spss version 26 and R software version 4.0.1 were used. **Results:** The results of the instrument validity study using exploratory and confirmatory factor analysis (classical theory) and multidimensional models (Item Response Theory) confirmed three factors related to the Covid-19 traumatic stress Scale. convergent and divergent validity of the instrument was also confirmed. The validity of the scale was confirmed by Cronbach's alpha method (alpha values above 0.70 for all three factors and the total score) and the retest method (high intra-class correlation between the two measurement steps) in the classical approach of the test. Based Item Response Theory, the validity of the data was assessed using the Information function and measurement error. The Information function showed that all three factors in the trait level range between 2- to 2 had the highest awareness and the least measurement error ($p < 0.05$). **Conclusion:** The Covid-19 traumatic stress scale has good validity and reliability in Iranian society and can be used as a valid scientific tool to assess the effects of the Corona virus on various aspects of Iranian life.

Key words: *The Covid-19 Traumatic Stress Scale (CTSS), Corona Virus, Psychometric Properties, Exploratory and Confirmatory Factor Analysis*

Citation: Pasha, Sh., Nasri, S., & Molaei Yasavoli, M. (2021). Investigating the Psychometric Properties of the Covid-19 Traumatic Stress Scale (CTSS) in Iranian Society. *Quarterly of Applied Psychology, 15(2):273-295.*

فصلنامهٔ علمی- پژوهشی روان‌شناسی کاربردی، دورهٔ ۱۵، شمارهٔ ۲ (۵۸)، تابستان ۱۴۰۰، ۲۹۵-۲۷۳
ISSN: 2008-4331- eISSN: 2645- 3541

مقاله پژوهشی

ویژگی‌های روانسنجی مقیاس استرس آسیب‌زا کوید-۱۹ (CTSS) در جامعهٔ ایرانی

شیما پاشا[۱]، صادق نصری[۲*] و مهدی مولایی یساولی[۳]

۱. دانشجوی دکترای مشاوره، گروه مشاوره، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران.
۲. دانشیار روان‌شناسی، گروه علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه تربیت دبیر شهید رجایی، تهران، ایران. ایمیل: s.nasri@sru.ac.ir
۳. دانشجوی دکترای روانسنجی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

دریافت مقاله: ۱۴۰۰/۰۲/۱۹
پذیرش مقاله: ۱۴۰۰/۰۳/۳۰

چکیده

هدف: هدف پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روان سنجی مقیاس استرس آسیب‌زا کوید-۱۹ بود که اثرات ویروس کرونا را بر جنبه‌های مختلف زندگی مردم ایران مورد بررسی قرار می‌دهد. **روش**: پژوهش حاضر توصیفی از نوع همبستگی بود. جامعهٔ آماری شامل کلیهٔ افرد بزرگسال شهر تهران در دامنهٔ سنی ۱۷ تا ۷۲ سال بود. ۴۶۱ نفر از طریق فراخوانی اینترنتی در تحقیق شرکت کردند. برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها از دو روی‌آورد کلاسیک و نظریهٔ سؤال- پاسخ و از نرم‌افزارهای آماری Spss نسخهٔ ۲۶ و نرم افزار R نسخهٔ ۴,۰,۱ استفاده شد. **یافته‌ها**: نتایج بررسی روایی سازه ابزار با روش تحلیل عاملی اکتشافی و تأییی (نظریه کلاسیک (و مدل‌های چندبعدی (نظریهٔ سؤال پاسخ (، سه عامل مربوط به مقیاس استرس آسیب‌زا کوید-۱۹ را تأیید کرد. همچنین روایی ملاکی، همگرا و واگرای ابزار نیز مورد تأیی قرارگرفت. اعتبار مقیاس نیز با روش آلفای‌کرونباخ (مقادیر آلفای بالای ۰/۷۰ برای هر سه عامل و نمره کل) و روش بازآزمایی (همبستگی درون طبقه ای بالا بین دو مرحله اندازه گیری) در روی آورد کلاسیک آزمون تأیی شد. براساس نظریهٔ سؤال پاسخ نیز اعتبار داده‌ها با استفاده از تابع آگاهی و خطای اندازه‌گیری بررسی شد که تابع آگاهی مقیاس نشان داد که هر سه عامل در محدودهٔ سطح صفت بین ۲- تا ۲، بیشترین آگاهی‌دهندگی و کمترین خطای اندازه‌گیری داشتند ($p < ۰/۰۱$). **نتیجه گیری:** مقیاس استرس آسیب‌زای کوید-۱۹ از اعتبار و روایی مطلوبی در جامعهٔ ایرانی برخوردار است و می‌توان از آن به عنوان یک ابزار علمی معتبر برای ارزیابی اثرات ویروس کرونا بر جنبه‌های مختلف زندگی مردم ایران استفاده کرد.

کلید واژه‌ها: *مقیاس استرس آسیب‌زای کوید-۱۹، کرونا، ویژگی‌های روانسنجی، تحلیل عامل اکتشافی و تأییی*

استناد به این مقاله: پاشا، شیما.، نصری، صادق.، و مولایی یساولی، مهدی. (۱۴۰۰). ویژگی‌های روانسنجی مقیاس استرس آسیب‌زا کوید-۱۹ (CTSS) در جامعهٔ ایرانی. *فصلنامهٔ علمی- پژوهشی روان‌شناسی کاربردی*، ۱۵ (۲ پیاپی ۵۸): ۲۹۵-۲۷۳.

مقدمه

بازنگری تاریخچه زندگی بشر مبین آن است که بیماری‌های ویروسی در دوره‌های مختلف زمانی ظهور پیدا کرده‌است اما در سال‌های اخیر، رشد و توسعه روابط جمعی، شیوع بیماری‌های ویروسی را تسهیل کرده و باعث پیدایش بیماری‌های همه‌گیر جهانی از جمله: ابولا، زیکا، آنفولانزای خوکی، مرس، سارس و در سال اخیر ویروس کرونا گشته‌است (توسی و همکاران، ۲۰۱۷). مهار چنین بیماری‌هایی به دلیل شیوع سریع و اثرات روانی – اجتماعی، سیاسی و اقتصادی مهم آن‌ها، بسیار سخت و پیچیده شده‌است، از این رو چالش بزرگی را پیش روی کشورهای جهان قرار داده و نیازمند مداخلات فوری بهداشت جهانی است (مورنز و فوسی ۲۰۱۳؛ فرگوسن، نجاتی و همکاران،۲۰۲۰). ویروس کرونا که در پایان سال ۲۰۱۹ در ووهان چین شناسایی شد، با ایجاد اختلال در سیستم تنفسی افراد، در زمرهٔ بیماری‌های تنفسی مزمن با پتانسیل مسری بالایی است که میزان شیوع آن در جهان به طور تصاعدی رو به افزایش است. عواملی چون: ناشناخته بودن این ویروس، اطلاعات بسیار کم یا حتی نادرست در مورد عوامل مرتبط با انتقال، دوره کمون و دامنهٔ جغرافیایی، تعداد افراد مبتلا و آمار واقعی مرگ و میر ناشی از آن، اقدامات کنترلی ناکافی و نبود سازوکارهای درمانی موثر، منجر به ایجاد احساس ترس، ناامنی و تهدید در میان مردم شده‌است به عبارت دیگر این ویروس علاوه بر اینکه سلامت جسمانی مردم را به مخاطره می‌اندازد، عامل تهدیدکننده‌ایی برای سلامت روان آن‌ها نیز به شمار می‌آید (مالتا و همکاران، ۲۰۲۰؛ کاسلا و همکاران، ۲۰۲۰؛ پری و همکاران، ۲۰۲۰). محققان مختلف با اطلاع دقیق از پیامدهای چندگانهٔ ویروس کرونا، نیمرخ سلامت روانی افراد مختلف را مطالعه کردند که نتایج غالب مطالعات، حاکی از شیوع بالای نشانه‌های اضطراب است (به نقل از شکری و همکاران، ۱۳۹۹). از این رو کایرا و همکاران (۲۰۲۰) این ویروس را به دلایل زیر به عنوان یک عامل استرس زا آسیب‌رسان قلمداد می‌کنند: ۱-ترس از ابتلا به ویروس در زمان حال و آینده و تهدید به مرگ ناشی از آن (پورسلی،۲۰۲۰؛ اورنل و همکاران، ۲۰۲۰)، ۲-مشکلات و فشارهای اقتصادی (مک کیبین و فرناردو، ۲۰۲۰) ۳-عوامل استرس‌زای مرتبط با انزوای اجتماعی و مختل شدن روند عادی زندگی (آشر، بولار و جکسون، ۲۰۲۰). ترس ناشی از یک بیماری همه‌گیر همچون کرونا، میزان استرس را در افراد تشدید می‌کند و سلامت روان آن‌ها را به خطر می‌اندازد؛ با تاثیر منفی بر اشتغال، به کاهش درآمدهای شغلی، ورشکستگی و حتی از دست دادن شغل منتهی می‌شود و مشکلات مالی بیشماری را نیز به دنبال می‌آورد؛ همچنین با لزوم رعایت فاصله‌گذاری اجتماعی و قرنطینه، بر سبک‌های تعاملی مردم نیز اثر منفی می‌گذارد و منجر به کاهش روابط بین‌فردی می‌گردد و با اختلال در سایر جنبه‌های زندگی از جمله زندگی خانوادگی و روابط

زوجین، مشکلات خانوادگی را نیز به همراه می‌آورد (برووکز و همکاران، ۲۰۲۰). به دنبال اوج شیوع بیماری کوید-۱۹، یکی از مداخلات دولت با هدف کنترل و جلوگیری از شیوع بیشتر آن، تعطیلی همگانی و قرنطینه اجباری بوده‌است (شکری و همکاران،۱۳۹۹)؛ که فجایع گذشته در این باره نشان می‌دهد پیامدهای مرتبط با لزوم قرنطینه ناشی از همه‌گیری‌ها، بسیار طولانی‌تر از خود همه‌گیری است، و تأثیرات روانی-اجتماعی و اقتصادی متداومی را حتی بعد از پایان، بر جای خواهد گذاشت (شیگمورا و همکاران، ۲۰۱۹؛ رردان،۲۰۱۹). بر این اساس سه پایگاه دادهٔ الکترونیکی، اثر روانی قرنطینه را بررسی و تاثیرات منفی بعد از آن را، استرس پس از سانحه، سردرگمی و خشم گزارش کرده‌اند. همچنین قرنطینهٔ طولانی‌مدت و به دنبال آن خستگی روانی و بی‌حوصلگی، ترس از بیماری، ضرر مالی، فاصله گرفتن از عزیزان و کاهش روابط اجتماعی را از عوامل استرس‌زای دوران قرنطینه معرفی کرده‌اند (برووکز و همکاران، ۲۰۲۰). از این‌رو متخصصان بهداشت روان براساس شواهد مذکور پیش‌بینی می‌کنند که به دنبال تجربهٔ عوامل استرس‌زا چندگانهٔ مرتبط با ویروس کرونا، جامعهٔ جهانی با موج عظیمی از موضوعات مرتبط با سلامت‌روان از جمله اضطراب، افسردگی، خودکشی، اختلال استرس پس از سانحه و..... در دوران پساکرونایی مواجه خواهند شد (هولمز، اکانر و همکاران، ۲۰۲۰). همان‌طور که تانگ و همکاران (۲۰۲۰) گزارش کردند که بیش از ۴۰٪ از بازماندگان ویروس سارس، بعد از اتمام این همه‌گیری، اختلال استرس پس از سانحه را تجربه کرده بودند. در نهایت اثرات مختلف این ویروس در دوران همه‌گیری و پیامدهای طولانی‌مدت بعد از آن و وقوع زنجیره‌ایی از وقایع علت و معلولی مرتبط، کرونا را به یک استرس آسیب‌زای ویژه‌ایی در مقایسه با سایر استرس‌های آسیب‌زا تبدیل می‌کند. از این رو ضرورت وجود ابزاری جهت بررسی اثرات این ویروس بر جنبه‌های مختلف زندگی مردم ایران احساس می‌شود. در این راستا، پژوهش حاضر در جهت فراهم آوردن چنین ابزاری، به بررسی ویژگی‌های روانسنجی مقیاس استرس آسیب‌زای کوید-۱۹ در جامعهٔ ایرانی پرداخته است و در صدد پاسخ به این سؤال است که آیا مقیاس استرس آسیب زای کوید-۱۹ از پایایی و روایی قابل قبول در جامعهٔ ایرانی برخوردار است؟

روش

این پژوهش از نظر هدف، کاربردی و از نظر روش‌شناسی در زمره پژوهش‌های توصیفی از نوع همبستگی قرار دارد. جامعهٔ آماری این پژوهش شامل کلیهٔ افراد بزرگسال بین ۱۷ تا ۷۲ سال شهر تهران بود که در سال ۱۳۹۹ به صورت اینترنتی در پژوهش شرکت کردند. نمونه شامل تمام ۴۶۱ نفر بود که مقیاس را به صورت آنلاین تکمیل کرده‌اند. ملاک انتخاب حجم نمونه بر اساس دو قاعدهٔ مهم پژوهش و آماری بود. براساس قواعد پژوهشی با استناد به جدول مورگان برای نمونه های بالای صد هزار نفر حداقل حجم نمونه می‌بایستی برابر با ۳۸۴ نفر باشد. براساس قواعد آماری نیز به‌منظور تعیین تعداد نمونه طبق نظر جیانگ، وانگ و ویس (۲۰۱۶) و لی (۲۰۱۳) عمل شد که حجم نمونه مناسب برای مدل‌های مدرج را حداقل ۴۰۰ نفر پیشنهاد کرده‌اند. بنابراین حداقل حجم نمونه ۴۰۰ نفر در نظر گرفته شد که پس از جمع‌آوری پرسش‌نامه‌ها، تعداد ۴۶۱ پاسخنامهٔ کامل و بدون نقص به دست آمد که در تجزیه و تحلیل نهایی مورد استفاده قرارگرفت. اطلاعات جمعیت‌شناختی نمونهٔ پژوهشی به قرار زیر است: جنسیت (۵۰/۸ درصد زن و ۴۹/۲ مرد)، وضعیت تأهل (۵۵/۶۶ درصد مجرد و ۳۹/۱۶ درصد مجرد)، شغل (۵۶/۲۵ درصد شغل آزاد، ۱۷ درصد دانشجو،۹/۱ درصد بیکار، ۷/۵ درصد دولتی و۵/۴۱ درصد بازنشسته) و تحصیلات (۳۵/۳ درصد زیر دیپلم و دیپلم، ۵۱/۵ درصد فوق دیپلم و لیسانس و ۱۳/۳ درصد ارشد و بالاتر).

ابزار

۱-مقیاس استرس آسیب زای کوید-۱۹[1]:

این مقیاس توسط ابراهیم کایرا و همکاران در سال ۲۰۲۰ تهیه گردیده‌است و بر روی هفت کشور عربی از جمله: مصر، کویت، عربستان صعودی، اردن، الجزیره، عراق و فلسطین اجرا و اعتباریابی شده و مولفه‌های سه‌گانه آن تأیید گردیده‌است. این مقیاس دارای ۱۲ گویه است که سه مؤلفهٔ: ترس از کرونا و تهدید به مرگ ناشی از آن (گویه های ۱-۲-۳-۴-۵)، مشکلات اقتصادی ناشی از کرونا (گویه‌های ۶-۷-۸-۹)، اختلال در روند عادی زندگی/ انزوای اجتماعی (گویه‌های ۱۰-۱۱-۱۲) را در بر می‌گیرد. پاسخگویی به گویه‌ها بر اساس طیف ۵ درجه‌ای لیکرت از هرگز (۱)، کم (۲)، تاحدودی (۳)، زیاد (۴) و خیلی زیاد (۵) انجام می‌شود. کمترین و بیشترین نمره‌ایی که هر شخص می‌تواند کسب کند به ترتیب ۱۲-۶۰ است. نمرات بالا در این مقیاس نشان‌دهندهٔ این

[1] Covid-19 traumatic stress scale (CTSS)

است که ویروس کرونا بیشترین تاثیر را بر جنبه‌های مختلف زندگی فرد داشته‌است. پایایی این ابزار در پژوهش کایرا و همکاران (۲۰۲۰) به شیوهٔ همسانی درونی با استفاده از روش آلفای کرنباخ برای کل مقیاس (۰/۸۸: α)، برای مؤلفهٔ ترس از کرونا و تهدید به مرگ ناشی از آن (۰/۸۴: α)، مؤلفهٔ مشکلات اقتصادی (۰/۷۵: α) و مؤلفهٔ اختلال در روند عادی زندگی/ انزوای اجتماعی (۰/۷۰: α) گزارش شد.

۲-پرسشنامهٔ سلامت روان[1]:

این پرسشنامه برای اولین بار در سال ۱۹۷۳ به وسیله دراگوتیس و همکارانش براساس تجربیات بالینی و تحلیل‌های روان‌سنجی قبلی ارائه شد. از آن زمان به بعد در مطالعات زیادی مورد استفاده قرار گرفته‌است. این پرسشنامه یک فهرست علائم روانی خودگزارش‌دهی ۹۰ سؤالی است. هر یک از سؤالات از یک طیف ۵ درجه‌ایی لیکرتی، میزان ناراحتی را از نمره صفر (هیچ) تا چهار (به شدت) مورد سنجش قرار می‌دهد؛ که ۹ بعد علائم روانپزشکی (شکایات جسمانی، وسواس فکری و عملی، حساسیت میان‌فردی، افسردگی، اضطراب، خصومت، پرخاشگری، ترس‌مرضی، افکار پارانوئیدی و روان‌پریشی) را مورد بررسی قرار می‌دهد. علاوه بر ابعاد ۹ گانهٔ فوق، سه معیار کلی نیز در این پرسشنامه گنجانده شده که شامل سه شاخص کلی علائم‌مرضی[2]، شاخص ناراحتی علائم مرضی[3] و جمع علائم مرضی[4] نیز است. برای تعیین شیوع علائم روان‌پزشکی در هر بعد از نقطه برش ۲/۵ استفاده می‌شود و میانگین نمره‌های ۲/۵ و بالاتر از آن در هر بعد به عنوان حالت مرضی به شمار می‌رود. در شاخص علائم مرضی، نقطهٔ برش ۱/۳ به کار رفته‌است. در بسیاری از پژوهش‌های انجام شده در ایران نیز همین نقطه برش به‌کار رفته‌است (بیانی و همکاران، ۱۳۸۶). مطالعات زیادی پایایی و روایی مطلوب این آزمون را تأیید کرده‌اند. میرزایی (۱۳۹۵) ضریب اعتبار این پرسشنامه را با استفاده از ضریب آلفای‌کرنباخ ۰/۷۰ و ضریب روایی همزمان آن با سیاهه چندمحوری شخصیتی مینه‌سوتا را ۰/۵۱ گزارش کرده‌است. در پژوهش حاضر نیز ضریب اعتبار همسانی‌درونی کل پرسشنامه ۰/۹۷ و برای ابعاد آن دامنهٔ از ۰/۷۳ (روان پریشی) تا ۰/۸۸ (اضطراب) محاسبه گردید.

[1] Symptom Check List-90- Revised (scl-90-R)
[2] Global Severity Index (GSI)
[3] Positive Symptom Distress Index (PSDI)
[4] Positive Symptom total (PST)

شیوهٔ اجرا و روش تجزیه تحلیل داده‌ها

ابتدا این مقیاس توسط دو متخصص مسلط به روانشناسی و زبان انگلیسی به فارسی ترجمه شد، سپس با استفاده از فرایند ترجمهٔ معکوس، نسخهٔ فارسی آن در اختیار دو متخصص دیگر قرار گرفت تا مجددا به انگلیسی ترجمه شود و در نهایت دو نسخهٔ انگلیسی ازنظر تفاوت‌ها با یکدیگر مورد مقایسه و اصلاح گردید. جهت بررسی روایی صوری و محتوایی، ترجمهٔ نهایی توسط ۵ نفر از اساتید روانشناسی بررسی شد. این افراد درجهٔ مفهوم بودن گویه‌ها و اینکه آیا مقیاس تمام جنبه‌های موضوع را در بر می‌گیرد و نیز شکل ظاهری آن را مورد بررسی قرار دادند. سپس به‌صورت مقدماتی بر روی ۳۰ نفر، اجرا شد و هرگونه ابهام از گویه‌ها بررسی و سپس در فرم اصلی اصلاح گردید. با توجه به شیوع حاد ویروس کرونا و محدودیت های تردد اعمال شده از سوی ستاد مقابله با کرونا اجرای اصلی آن از طریق فراخوانی اینترنتی انجام گردید.

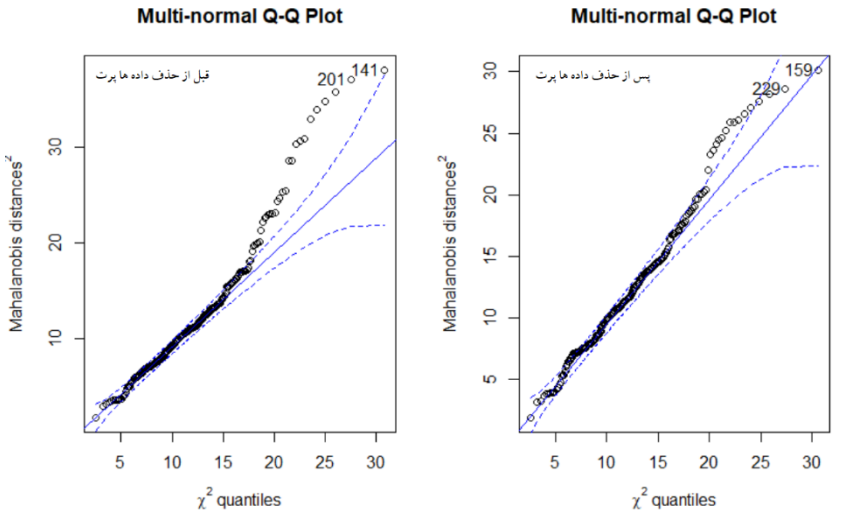
به‌منظور بررسی آماری داده‌ها، از روش‌های نظریهٔ کلاسیک تحلیل آزمون (روش‌های تحلیل عاملی اکتشافی و تأییی، ضریب همبستگی پیرسون و آلفای‌کرانباخ) و نیز روش‌های نظریهٔ سؤال–پاسخ استفاده شد. در روش نظریهٔ سؤال پاسخ به‌منظور بررسی دقیق‌تر از تجزیه‌وتحلیل مبتنی بر مدل پاسخ مدرج چندبعدی استفاده شد. مدل پاسخ مدرج[1] فرض می‌کند که پاسخ سؤال، یک متغیر رتبه‌ای طبقه‌ای است که در آن، نمره‌ها با فواصل مساوی از هم جدا نمی‌شوند. این مدل با مقیاس موجود در سؤالات چند ارزشی متناسب بوده و درنتیجه به خاطر وجود سؤالات چند گزینه طبقه‌ای در پرسشنامه انتخاب شد. جهت تجزیه‌وتحلیل داده‌ها از نرم‌افزار آماری Spss نسخه ۲۶ جهت تحلیل اطلاعات توصیفی و جمعیت شناختی و نرم افزار R[2] نسخه ۴,۰,۱ جهت انجام تحلیل عاملی اکتشافی (بسته[3] lavaan) و تأییی (بسته‌های semPlot و lavaan) و همچنین تحلیل‌های مربوط به روی‌آورد سؤال پاسخ (بسته mirt) استفاده شده است. لازم به ذکر است نرم افزار R یک زبان برنامه‌نویسی و محیط نرم افزاری قدرتمند جهت محاسبات آماری و علم داده[4] است که در تحلیل‌های خود از بسته‌های متنوعی بهره می‌گیرد.

1. Graded Response Model
2. R Software
3. Package
4 .Data Science

یافته‌ها

الف) روی‌آورد کلاسیک آزمون

در فرایند بررسی کیفیت روان‌سنجی پرسشنامه ابتدا از روی‌آورد کلاسیک تحلیل آزمون (روایی[1] و اعتبار[2]) استفاده شد. قبل از انجام تحلیل‌های آماری (تحلیل عاملی) مفروضهٔ نرمال بودن چند متغیری و عدم وجود داده‌های پرت چندمتغیری بررسی شد. جهت بررسی هر دو مفروضه به صورت همزمان از روش نموداری Q-Q با استفاده از شاخص فاصلهٔ ماهالانوبیس[3] استفاده شد که نتایج در شکل ۱ قابل مشاهده است.



شکل ۱. شاخص فاصله ماهالانوبیس جهت بررسی نرمال بودن و عدم وجود داده‌های پرت

همانگونه که مشاهده می شود بدلیل وجود چندین داده پرت چندمتغیری حالت نرمال بودن برقرار نبود که پس از حذف این داده‌ها شرایط نرمال بودن چندمتغیری داده‌ها برقرار شد.

روایی: جهت بررسی روایی ابزار از چهار روش روایی سازه، ملاکی، همگرا و واگرا استفاده شد. با استفاده از روش تحلیل عاملی (اکتشافی و تأییی) به بررسی روایی سازه مقیاس استرس آسیب‌زا کوید-۱۹ پرداخته شد. قبل از انجام تحلیل عاملی اکتشافی، آزمون کیسر مایرز الکین[4] و آزمون

---

1. Validity
2. Reliability
3. Mahalanobis.
4. Kaiser – Mayer - Olkin (KMO).

کرویت بارتلت[1] انجام شد. ضریب بدست آمده آزمون کیسرمایرز الکین برابر ۰/۸۸ بود که نشان داد حجم نمونه برای تحلیل عاملی رضایت‌بخش است. همچنین آزمون کرویت بارتلت (۴۲۶/۸۹) در سطح ۰/۰۰۱ معنادار بود که حاکی از آن است که روش تحلیل عاملی برای شناسایی ساختار مدل عاملی مناسب است. برای تعیین عامل‌های مقیاس استرس آسیب‌زا کوید-۱۹، روش‌های نموداری ساختار خیلی ساده[2]، نمودار اسکری تحلیل موازی[3]، مقدار ویژه و واریانس تبیین‌شده توسط هر عامل مورد استفاده قرار گرفت. جمع‌بندی نتایج بدست آمده، پیشنهاد مدل سه‌عاملی بود که کاملا منطبق با فرم اصلی مقیاس بود. برای تحلیل عاملی این پرسشنامه، از روش حداکثر درستنمایی[4] به همراه چرخش پروماکس[5] بهره گرفته شد. شاخص‌های برازش بدست‌آمده (RMSR=۰/۰۳، RMSEA=۰/۰۷ و TLI=۰/۹۳) نشان از برازش مناسب داده‌ها با مدل داشت. بررسی نتایج نشان داد، دو عامل اول دارای مقدار ویژه بالاتر از یک هستند، عامل نخست ۲۸، عامل دوم ۲۱ و عامل سوم ۱۷ درصد از واریانس که روی هم رفته ۶۶ درصد کل واریانس را به خود اختصاص می‌دهند. نتایج تحلیل پس از چرخش عامل‌ها نشان داد که بارهای عاملی همهٔ گویه ها بالاتر از ۰/۶۰ بود که مقادیر بسیار قابل قبولی است. نتایج تحلیل اکتشافی کل گویه‌ها (بار عاملی) در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱. بارهای عاملی گویه‌های مقیاس استرس آسیب‌زا کوید-۱۹

گویه	ترس از ابتلا به کرونا	مشکلات اقتصادی ناشی از کرونا	اختلال در روند زندگی/ انزوا
۱	۰/۸۹		
۲	۰/۸۴		
۳	۰/۸۰		
۴	۰/۸۹		
۵	۰/۶۶		
۶		۰/۸۰	
۷		۰/۸۴	
۸		۰/۷۸	
۹		۰/۶۹	
۱۰			۰/۹۱
۱۱			۰/۶۹

1 .Bartlett's Test of Sphericity
2 .Very Simple Structure (VSS)
3 .Parallel analysis Scree Plots
4 .maximum likelihood
5 .Promax

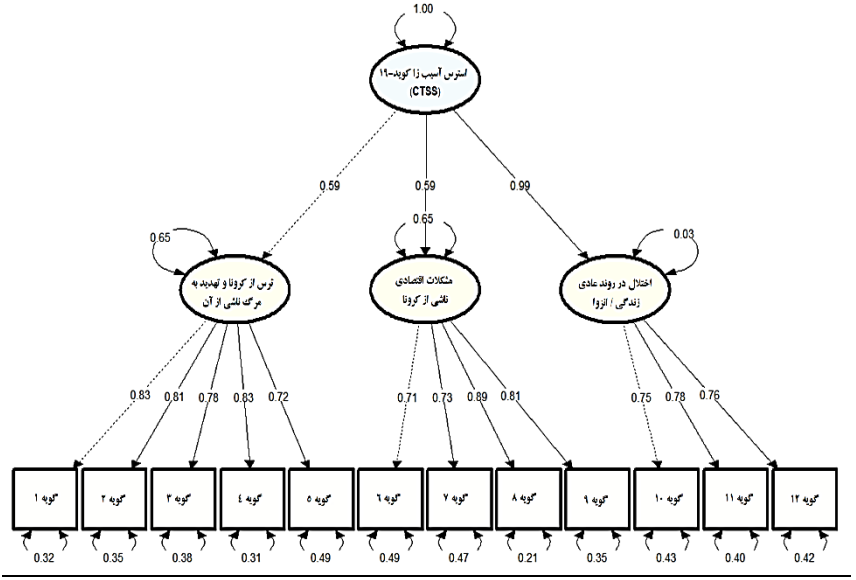
گویه	ترس از ابتلا به کرونا	مشکلات اقتصادی ناشی از کرونا	اختلال در روند زندگی/ انزوا
۱۲			۰/۷۰

پس از بررسی داده‌ها با استفاده از روش تحلیل عاملی اکتشافی، ساختار بدست‌آمده در معرض تحلیل عاملی تأییی قرار گرفت. شاخص‌های برازش مطلق (SRMR=۰/۰۷<۰/۰۸، AGFI=۰/۹۰>۰/۹۰ و GFI=۰/۹۱>۰/۹۰)، تطبیقی (CFI=۰/۹۳>۰/۹۰، NFI=۰/۹۱ و NNFI=۰/۹۳ >۰/۹۰) و برازش تعدیل‌شده (X^2/df=۲/۸۸<۳، RMSEA=۰/۰۴<۰/۰۸) بدست‌آمده در مجموع نشان از برازش مناسب مدل با داده‌ها دارد و ساختار عاملی مقیاس استرس آسیب‌زا کوید-۱۹ تأیی می‌شود. در جدول ۲، بارعاملی (استاندارد شده)، آماره z و معنی‌داری هر یک از گویه‌ها گزارش شده‌است.

جدول ۲. بارعاملی، آماره z و معنی داری گویه‌های مقیاس استرس آسیب‌زا کوید-۱۹

عامل	گویه	بارعاملی	آماره z	p
ترس از ابتلا به کرونا	۱	۰/۸۲	-	۰/۰۰۱
	۲	۰/۸۰	۱۵/۷۱	۰/۰۰۱
	۳	۰/۷۸	۱۵/۳۵	۰/۰۰۱
	۴	۰/۸۳	۱۵/۳۳	۰/۰۰۱
	۵	۰/۷۱	۱۲/۷۶	۰/۰۰۱
مشکلات اقتصادی ناشی از کرونا	۶	۰/۷۱	-	۰/۰۰۱
	۷	۰/۷۲	۱۴/۴۱	۰/۰۰۱
	۸	۰/۸۹	۱۰/۵۲	۰/۰۰۱
	۹	۰/۸۱	۹/۳۱	۰/۰۰۱
اختلال در روند زندگی/ انزوا	۱۰	۰/۷۵	-	۰/۰۰۱
	۱۱	۰/۷۷	۱۲/۳۶	۰/۰۰۱
	۱۲	۰/۷۶	۱۱/۹۸	۰/۰۰۱

با توجه به جدول ۲، آماره z تمامی گویه‌ها در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار است. در شکل ۲، مدل عاملی تأییدی آزمون شده پژوهش گزارش شده‌است.



شکل۲. مدل عاملی تأییی مقیاس استرس آسیب‌زا کووید-۱۹

روایی ملاکی: به منظور بررسی روایی ملاکی مقیاس استرس آسیب‌زا کووید-۱۹، همبستگی ابعاد مختلف آن با نمرات سلامت روان محاسبه شد که نتایج آن در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳. همبستگی میان ابعاد سلامت روان با مولفه های مقیاس استرس آسیب‌زا

		مؤلفه مقیاس استرس آسیب زا			
		ترس از ابتلا به کرونا	مشکلات اقتصادی	اختلال در روند زندگی/ انزوا	نمره کل
ابعاد سلامت روان	اضطراب	**۰/۴۶	**۰/۴۶	**۰/۴۴	**۰/۵۴
	افسردگی	**۰/۴۰	**۰/۳۲	**۰/۵۳	**۰/۴۹
	خودبیمارانگاری	**۰/۴۱	**۰/۳۸	**۰/۳۵	**۰/۴۴
	وسواس	**۰/۴۲	**۰/۳۷	**۰/۵۱	**۰/۵۱
	روان پریشی	**۰/۲۷	**۰/۳۴	**۰/۳۰	**۰/۳۶
	حساسیت بین فردی	**۰/۳۸	**۰/۳۷	**۰/۵۲	**۰/۵۰
	فوبیا	**۰/۵۱	**۰/۵۰	**۰/۴۳	**۰/۵۸
	خصومت	**۰/۴۲	**۰/۳۲	**۰/۴۸	**۰/۴۷
	پارانوید	**۰/۲۲	**۰/۲۸	**۰/۳۲	**۰/۳۲

نمره کل	**۰/۴۵	**۰/۴۲	**۰/۴۹	**۰/۵۴

مطابق جدول ۳ رابطهٔ تمامی ابعاد و نمره کل مقیاس استرس آسیب‌زا با ابعاد سلامت روان، مثبت و معنی‌دار است. در نتیجه روایی ملاکی آزمون مورد تأیی قرار می‌گیرد.

روایی همگرا و واگرا: برای بررسی روای همگرا[1] از میانگین واریانس به اشتراک گذاشته (AVE[2]) استفاده شده‌است که مقدار بالای ۰/۵ نشان از کافی بودن و مناسب بودن این معیار است. جهت بررسی روایی واگرا[3] از ماتریسی که توسط فورنل و لارکر (۱۹۸۱) ابداع گردید، استفاده شد. مقدار جذر AVE متغیرهای مکنون در قطر اصلی این ماتریس قرار دارد و سایر خانه‌های ماتریس میزان همبستگی بین متغیرهای مکنون است. اگر روایی واگرا برقرار باشد می‌بایستی مقادیر جذر AVE از مقادیر موجود در خانه‌های زیرین و چپ قطر اصلی بیشتر باشند.

جدول۴. نتایج ضریب آلفای کرونباخ ،پایایی ترکبی و روای همگرا

متغیرها	AVE	انزوای اجتماعی	ترس از ابتلا به کرونا	مشکلات اقتصادی
انزوای اجتماعی	۰/۷۲	۰/۸۵	–	–
ترس از ابتلا به کرونا	۰/۷۱	۰/۵۱	۰/۸۳۹	–
مشکلات اقتصادی	۰/۷۱	۰/٤۸	۰/۳۱	۰/۸٤
نمره کل	۰/٦۱	_	–	–

همانگونه که در جدول ۴ مشاهده می شود مقدار AVE برای تمامی سازه‌ها مناسب و بالای ۰/۵ می‌باشد، در نتیجه روایی همگرا برقرار است. همچنین مقادیر جذر AVE از مقادیر موجود در خانه‌های زیرین و چپ قطر اصلی بیشتر است. بنابراین می‌توان گفت در مدل پژوهش متغیرهای مکنون بیشتر با سؤالات مربوط به خودشان تعامل دارند تا با سازه‌های دیگر که نشان از روایی واگرای مطلوب مدل است.

[1] Convergent Validity
[2] Average Variance Extracted
[3] Discriminant Validity

پایایی: برای بررسی اعتبار داده‌های گردآوری شده بوسیلهٔ مقیاس استرس آسیب‌زای کووید-۱۹ از دو روش همسانی‌درونی و روش بازآزمایی استفاده شد. در بررسی همسانی درونی هر یک از مولفه‌ها از روش آلفای‌کرنباخ و برای اعتبار کل مقیاس از آلفای طبقه‌بندی‌شده[1] استفاده شد. نتایج بدست آمده نشان داد، بعد ترس از ابتلا به کرونا با ضریب آلفای ۰/۸۹، بعد مشکلات اقتصادی ۰/۸۶و بعد اختلال در روند زندگی/انزوای اجتماعی با ۰/۸۰ دارای اعتبار قابل‌قبولی هستند. همچنین اعتبار کل آزمون نیز ۰/۹۰ بدست آمد که نشان می‌دهد مقیاس استرس آسیب‌زا کوید-۱۹ از اعتبار مطلوبی برخوردار است. همچنین جهت ارزیابی پایایی بازآزمایی داده‌ها، این مقیاس در اختیار ۶۰ نفر از اعضای شرکت‌کننده در پژوهش قرار گرفت. در ادامه دو هفتهٔ بعد از اجرا، مجددا از همین افراد خواسته شد به این مقیاس پاسخ دهند. پایایی داده‌ها در روش بازآزمایی، به طور معمول با استفاده از طریق شاخص ICC[2] برآورد می‌شود (ماتسون[3]، ۲۰۱۹). فلیس[4] (۲۰۱۱) مقادیر ICC بین ۰,۴ تا ۰,۷۵ را خوب و بالاتر از ۰/۷۵ را عالی در نظر می‌گیرد. در جدول ۵ نتایج بررسی پایایی هر یک از متغیرهای پژوهش ارائه شده است.

جدول۵. نتایج بررسی پایایی داده های پژوهش با استفاده ار روش بازآزمایی

متغیرها	ICC	F	درجه آزادی ۱	درجه آزادی ۲	P
انزوای اجتماعی	۰/٦۱	۵/۲۱	۵۹	۵۹	۰/۰۰۱
ترس از ابتلا به کرونا	۰/٦٤	۷/۰٤	۵۹	۵۹	۰/۰۰۱
مشکلات اقتصادی	۰/۷۵	۱۱/٦٤	۵۹	۵۹	۰/۰۰۱
نمره کل	۰/۸۵	۱۳/۰۳	۵۹	۵۹	۰/۰۰۱

همانگونه که نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد، با توجه به مقادیر آمارهٔ آزمون (ICC>۰/۴۰) و معنی داری بدست آمده (P<۰/۰۵)، پایایی هر یک از متغیرهای پژوهش مورد تأیید قرار می‌گیرد.

ب) روی آورد نظریهٔ سؤال پاسخ

پس از بررسی ویژگی‌های مقیاس استرس آسیب‌زا کوید-۱۹ با استفاده از رویکرد کلاسیک، ویژگی‌های آزمون با استفاده از رویکرد سؤال-پاسخ نیز مورد بررسی قرارگرفت. چون آزمون دارای ابعاد است، از نظریهٔ سؤال‌پاسخ چندبعدی استفاده شده‌است. از آنجا که نظریهٔ سؤال-پاسخ مبتنی

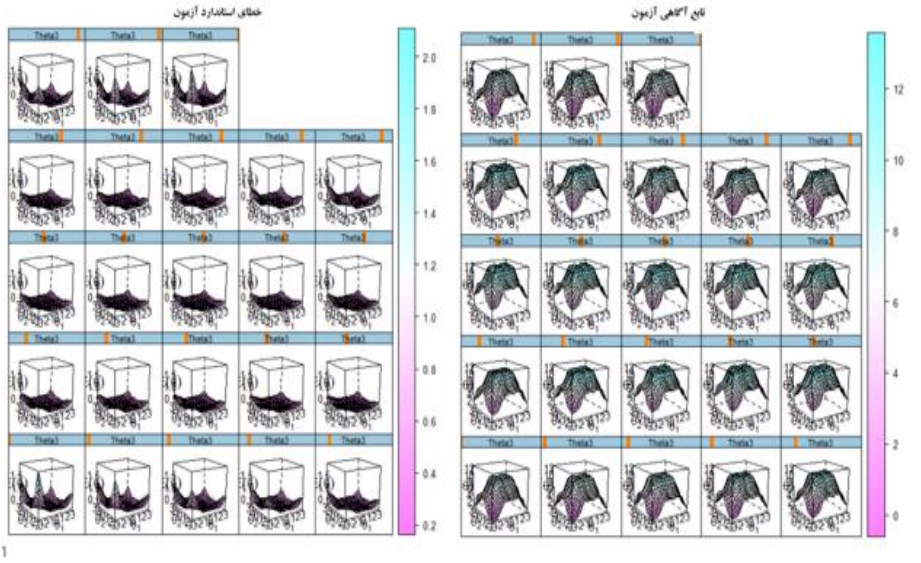
1. Stratified α
2 .Intraclass Correlation Coefficient
3 .Matheson
4 .Fleiss

بر مدل است، قبل از تجزیه و تحلیل، مدل مورد نظر برای گویه‌ها انتخاب گردید. با توجه به الگوی پاسخ گویه‌ها که به صورت چندارزشی نمره‌گذاری می‌شوند، مدل پاسخ مدرج انتخاب شد. آماره‌های برازش (Log. Lik= -۱۰۸۶۵/۰۳، AIC= ۲۱۹۵۸/۰۴ و BIC=۲۲۴۳۱/۷۰) مدل پاسخ مدرج نسبت به مقدار همین شاخص‌ها در سایر مدل‌های چندارزشی کوچک‌تر بود و برازش مدل را تأیید می‌کرد. مولفه‌های مقیاس استرس آسیب‌زا کوید-۱۹ و سؤال‌های مربوط به هر یک در جدول ۶ گزارش شده است.

جدول ۶. مؤلفه‌های (شیب و آستانه‌ها) گویه‌های مقیاس در تحلیل مدل پاسخ مدرج چند بعدی

عامل	گویه	بار	شیب	آستانه گزینه‌های پاسخ			
		عاملی	α	β1	2β	3β	4β
ترس از ابتلا به کرونا	۱	۰/۸۷	۱/۹۶	۳/۲۶	۰/۷۲	-۲/۷۸	-۳/۷۹
	۲	۰/۸۴	۱/۶۶	۲/۷۴	۰/۱۴	-۲/۱۰	-۳/۳۲
	۳	۰/۸۳	۱/۵۸	۲/۰۸	-۰/۷۴	-۲/۱۱	-۳/۴۰
	۴	۰/۸۶	۱/۹۳	۳/۳۵	۰/۱۹	-۲/۶۴	-۴/۱۸
	۵	۰/۷۵	۱/۹۰	۱/۲۸	-۰/۶۹	-۲/۹۴	-۴/۲۳
مشکلات اقتصادی ناشی از کرونا	۶	۰/۷۹	۱/۲۱	۲/۸۸	۱/۱۹	-۰/۵۴	-۲/۵۵
	۷	۰/۸۱	۱/۳۵	۰/۹۲	-۰/۴۰	-۲/۵۵	-۴/۹۷
	۸	۰/۹۲	۱/۱۰	۲/۳۵	-۱/۰۲	-۲/۳۸	-۳/۵۱
	۹	۰/۸۳	۱/۶۲	۲/۹۲	-۰/۲۷	-۲/۳۱	-۳/۹۴
اختلال در روند زندگی/ انزوا	۱۰	۰/۸۲	۱/۴۶	۱/۶۵	۰/۱۶	-۱/۵۳	-۳/۱۹
	۱۱	۰/۸۵	۱/۸۶	۴/۴۳	۲/۶۵	۰/۱۰	-۲/۳۶
	۱۲	۰/۸۱	۱/۳۶	۲/۳۲	۰/۵۴	-۱/۵۷	-۳/۴۵

همان‌گونه که نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد، مؤلفه‌های مکانی یا آستانه‌ها برای تمامی گویه‌ها به‌اندازه‌ای با یکدیگر فاصله داشتند که هیچ گزینه‌ای تحت پوشش گزینه دیگر قرار نگرفت و گزینه‌ها به‌طور مستقل در بازه‌هایی از تتا دارای احتمال انتخاب از سوی افراد بودند. در تمامی سؤالات ضرایب تشخصی بین ۱ و ۲ بودند که نشان می‌دهد سؤالات در تمایز افراد دارای سطح صفت بالا و پایین بسیار توانمند بوده‌اند. بررسی بار عاملی گویه‌ها بر روی عوامل نیز نشان می‌دهد که اکثر گویه‌ها دارای بار عاملی بالایی هستند. در شکل ۳ نیز تابع آگاهی و خطای استاندارد اندازه‌گیری کل مقیاس ارائه‌شده است.



شکل ۳. تابع آگاهی (سمت راست) کل مقیاس و خطای استاندارد اندازه‌گیری (سمت چپ)

در شکل ۳، آگاهی مقیاس نشان می‌دهد که هر سه عامل در محدودهٔ سطح صفت بین ۲- تا ۲، بیشترین آگاهی‌دهندگی و خطای اندازه‌گیری پایینی را دارد. در نهایت پس از تحلیل ویژگی‌های ابزار با استفاده از دو نظریهٔ کلاسیک و سؤال پاسخ، تمامی گویه‌ها و در نتیجه نسخهٔ ۱۲ گویه ای مورد تأیید قرار گرفت.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روانسنجی مقیاس استرس آسیب‌زا کوید-۱۹ در جامعهٔ ایرانی انجام گرفت. نتایج حاصل از تحلیل دو روی‌آورد کلاسیک آزمون و نظریهٔ سؤال پاسخ، موید روایی و اعتبار مناسب این مقیاس در جامعهٔ ایرانی بود. در بخش روی‌آورد کلاسیک، ابتدا روایی مقیاس با استفاده از چهار روش روایی سازه، ملاکی، همگرا و روایی واگرا مورد بررسی قرارگرفت و تمامی شواهد موید آن بود که مقیاس در سنجش آنچه برای آن طراحی شده موفق است. همچنین طبق نظریهٔ کلاسیک، اعتبار داده‌های گردآوری‌شده با استفاده از دو روش بازآزمایی و روش همسانی درونی مورد بررسی قرارگرفت که نتایج بسیار رضایت بخشی حاصل شد و اعتبار نتایج مورد تأیید قرارگرفت.

طبق نظریهٔ سؤال پاسخ آزمون نیز، روایی و اعتبار داده‌های گردآوری شده مورد ارزیابی قرارگرفت. روایی در این بخش با استفاده از مدل‌های چندبعدی پاسخ مندرج مورد بررسی قرارگرفت. طی بررسی‌های انجام شده مشخص شد مدل سه‌عاملی نسبت به مدل‌های چند عاملی دیگر دارای برازش بهتری است و ساختار عاملی حاصل‌شده دقیقا با ساختار نسخهٔ اصلی مقیاس همخوانی داشت. مضاف بر این، ضرایب تمیز بدست‌آمده برای هر یک از سؤال‌ها نشان داد که هر کدام در عامل مربوط به خود دارای میزان تمیزدهندگی بسیار بالا و مطلوبی هستند. در این بخش اعتبار داده‌ها نیز با استفاده از تابع آگاهی مورد بررسی قرارگرفت. نتایج بررسی آگاهی‌دهندگی تک‌تک سؤالات و نیز کل آزمون نشان داد که این مقیاس در دامنهٔ سطح صفت بین منفی و مثبت۲ دارای بیشترین آگاهی دهندگی و کمترین خطای اندازه‌گیری است. در مجموع بنابر شواهد بدست آمده براساس دو روی‌آورد مهم سنجشی یعنی نظریهٔ کلاسیک آزمون و نظریهٔ سؤال پاسخ می‌توان مدعی شد که سه مولفهٔ ترس ناشی از ابتلا به کرونا و تهدید به مرگ، مؤلفهٔ مشکلات اقتصادی و مؤلفهٔ اختلال در روند روزمره زندگی/ انزوا اجتماعی ناشی از کرونا مورد تأیید قرار گرفته است که با نتایج کایرا و همکاران (۲۰۲۰) که این مقیاس را در هفت کشور عربی از جمله: مصر، کویت، عربستان صعودی، اردن، الجزیره، عراق و فلسطین اجرا و اعتباریابی کردند، همسو می‌باشد. همسویی یافته‌های مطالعهٔ حاضر با مطالعه کایرا و همکاران (۲۰۲۰) دربارهٔ روایی عاملی این مقیاس نشان می‌دهد که زیربنای نظری مفهوم‌سازی سازه مکنون کوید-۱۹ به عنوان یک عامل استرس‌زای آسیب‌رسان که منطق عملیاتی آن سازه را تصریح می‌کند، با تاکید بر سه مولفهٔ ترس ناشی از ابتلا به کرونا و تهدید به مرگ، مؤلفهٔ مشکلات اقتصادی ناشی از کرونا و مؤلفهٔ اختلال در روند روزمره زندگی/ انزوای اجتماعی از توان تعمیم‌دهی به جامعهٔ ایرانی نیز برخوردار است. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی و تأیید در رویکرد کلاسیک و مدل چند بعدی پاسخ مندرج در نظریهٔ سول پاسخ این شواهد را به خوبی نشان داد. همچنین پس از بررسی روایی سازه با استفاده از روش تحلیل عاملی، روایی همگرا و واگرای مقیاس نیز مورد ارزیابی قرار گرفت. مجموع شواهد براساس همبستگی بین گویه‌ها و عامل‌های مقیاس دال بر این بود که هر یک از ابعاد به خوبی یک عامل مجزا را می‌سنجند و با عامل‌های دیگر همپوشانی معنی‌داری ندارند که نشانگر وجود روایی واگرا بود. علاوه براین، میزان واریانس به اشتراک‌گذاشته توسط هر عامل و نیز کل آزمون نشان دهنده روایی همگرای آزمون نیز است. این شواهد در کنار نتایج تحلیل عاملی و روایی سازه، دال بر روایی مناسب داده‌های گرداوری شده توسط مقیاس استرس آسیب زا کوید-۱۹ است.

بخش بعدی کار، روایی ملاکی همزمان مقیاس بود که از پرسشنامهٔ سلامت روان استفاده شد. همبستگی مثبت معنادار نمره کل این مقیاس و هریک از مولفه‌های آن با شاخص کلی علائم مرضی و ابعاد نه‌گانه پرسشنامهٔ سلامت روان حاکی از آن است که کرونا به عنوان یک عامل استرس‌زا آسیب‌رسان بیرونی، می‌تواند بر جنبه‌های مختلف سلامت روان افراد تاثیر بگذارد و آن‌ها را در معرض ابتلا به اختلالات روانی از خفیف تا شدید قرار دهد. از این رو همسو با یافته‌های کایرا و همکاران (۲۰۲۰)؛ این ویروس با ایجاد عوامل استرس‌زای بیرونی از قبیل: ترس از ابتلا و مرگ ناشی از آن، بیکاری، ورشکستگی و مشکلات اقتصادی، کاهش تعاملات و انزوای اجتماعی، اختلال در روند عادی زندگی مردم می‌تواند به عنوان یک عامل استرس‌زای آسیب‌رسان در نظر گرفته شود. در تبیین یافته‌های پژوهش می‌توان اظهار داشت که ترس ناشی از یک بیماری همه‌گیر همچون کرونا، میزان اضطراب و استرس را در افراد سالم افزایش می‌دهد و همچنین علائم کسانی که از قبل مبتلا به اختلالات روانپزشکی بوده‌اند را نیز تشدید می‌کند (شیگمورا و همکاران، ۲۰۱۹). بدین صورت که با وجودی که ترس، مکانیسم دفاعی انطباقی ضروری برای بقا می‌باشد؛ اما هنگامی که واکنش‌های ترس، مزمن یا نامتناسب باشند، آسیب‌زا می‌شوند و می‌تواند به عنوان یک عامل اصلی در ایجاد انواع اختلالات روانپزشکی به حساب بیاید (گارسیا، ۲۰۱۷؛ شین، لیبرزون، ۲۰۱۰). از این‌رو مطابق با پژوهش انجام شده در چین تقریبا نیمی از مصاحبه‌شوندگان تأثیر روانی این اپیدمی را متوسط تا شدید طبقه بندی کردند و حدود دو سوم مردم، اضطراب متوسط تا شدید را گزارش کردند (وانگ و همکاران، ۲۰۱۹). در مطالعهٔ شیگمورا و همکاران (۲۰۱۹) گزارش شده‌است که بیماران مبتلا به کوید-۱۹ یا مشکوک به آن، واکنش‌های شدید هیجانی و رفتاری مانند ترس، بی‌حوصلگی، تنهایی، اضطراب، بی‌خوابی یا عصبانیت را تجربه می‌کنند. چنین شرایطی می‌تواند به اختلالاتی اعم از افسردگی، اضطراب (از جمله حملات هراس و اختلال استرس پس از سانحه)، روان پریشی یا پارانوئید تبدیل شود و حتی منجر به خودکشی نیز گردد (زیانگ و همکاران، ۲۰۱۹؛ ماندر و هانتر و همکاران، ۲۰۰۳). یکی دیگر از اثرات کرونا که این ویروس را در زمرهٔ یک عامل استرس‌زا آسیب‌رسان بیرونی قرار می‌دهد، تأثیر بر وضعیت اقتصادی و معیشتی مردم است. به عبارت دیگر کرونا نه تنها اقتصاد جوامع را به شدت مختل کرده بلکه بر وضعیت اقتصادی و شرایط معیشتی مردم نیز تاثیر منفی گذاشته‌است (آشوک کامر، سادگرو، ۲۰۲۰)؛ زیرا در چنین شرایطی عده‌ایی درامد خود را از دست داده‌اند و یا درآمد آن‌ها به میزان چشمگیری کاهش یافته‌است، از این رو علاوه بر اینکه تحت فشار روانی قرار گرفته‌اند، مشکلات مالی-معیشتی قابل توجهی را نیز تجربه می‌کنند. در این راستا بررسی اخیر در ایالات متحده آمریکا نشان داده‌است که مردمان این کشور در دوران شیوع کرونا سطوح

بالایی از استرس مرتبط با نگرانی‌های اقتصادی و شغلی را تجربه کرده‌اند (انجمن روانشناسی آمریکا، ۲۰۲۰). یکی دیگر از اثرات ویروس کرونا؛ تغییر در سبک‌های تعاملی و روابط اجتماعی است. خطر ناشی از این ویروس و نیاز به رعایت فاصلهٔ اجتماعی و همچنین ضرورت اجتناب از حضور در دورهمی‌ها و اماکن عمومی؛ سبک و سیاق ارتباطات بین فردی را تغییر داده به گونه‌ایی که نه تنها منجر به کاهش تعاملات و حمایت‌های اجتماعی شده‌است؛ بلکه شیوه‌های ارتباطی را به روابط مجازی تغییر داده و منجر به کاهش کمیت و کیفیت تعاملات اجتماعی گردیده‌است. از طرفی دیگر انسان ذاتا موجودی اجتماعی است و نیاز به برقراری ارتباط در او امری ضروری می‌باشد؛ کاهش کمیت و کیفیت روابط اجتماعی، برآورده شدن این نیاز را مختل می‌کند و منجر به احساس تنهایی و انزوا شده، افراد را متحمل فشارهای روانی کرده و سلامت روان آن‌ها را به خطر می‌اندازد. انزوای اجتماعی ناشی از قرنطینه و کاهش تعاملات اجتماعی یکی دیگر از اثرات کرونا به عنوان یک عامل استرس‌زا آسیب‌رسان است. قرنطینهٔ اجباری و به دنبال آن انزوا، یک تجربهٔ ناخوشایندی است که با ایجاد فاصله و جدایی از اطرافیان، منجر به بر هم زدن روال عادی زندگی و ممنوعیت بسیاری از فعالیت‌های مسربخش روزانه می‌شود و باعث پیامدهای منفی مرتبط با سلامت روان همچون: اختلال استرس پس از سانحه، تحریک‌پذیری، بی‌خوابی، پریشانی عاطفی و اختلالات خلقی از جمله: از جمله افسردگی، ترس و وحشت، اضطراب و استرس، ناامیدی و کسالت، در مردمی که قبلا سالم بودند، نیز می‌شود (برووکز و همکاران،۲۰۲۰؛ دسکلوس، بادجی و همکاران، ۲۰۲۰)؛ از این رو بنابر یافته‌های هاوریلاک، گلد، رابینسون و همکاران (۲۰۰۴) قرنطینه می‌تواند به عنوان یک واقعه آسیب‌زا درک و تجربه شود. به علاوه، اثرات منفی قرنطینه در دوران بعد از اتمام آن نیز ادامه می‌یابد؛ همان طور که رینولدز و همکاران (۲۰۰۸) طی پژوهشی؛ اختلال استرس پس از سانحه، احساس انزوا، افسردگی، اضطراب، تنهایی و درماندگی و تداوم تغییرات رفتاری همچون تداوم شستن بیش از حد دست ها بعد از اتمام قرنطینه را به عنوان عوارض بعد از سندرم تنفسی سارس گزارش کردند.

به طور کلی شواهد حاصل از بازنگری بر تاریخچهٔ پژوهشی و اپیدمولوژیک بیماری‌های همه‌گیر از جمله کرونا، گویای آن است که این ویروس در زمرهٔ یک عامل استرس‌زا آسیب‌رسان بیرونی قلمداد می‌شود که به موازات تاثیر منفی بر ابعاد سلامت روان و بروز انواع اختلالات روان‌شناختی از خفیف تا شدید، بر سایر جنبه‌های مختلف زندگی مردم نیز تاثیر منفی می‌گذارد. از این‌رو می‌توان از مقیاس استرس آسیب‌زا کوید-۱۹ که در پژوهش حاضر پایایی و روایی آن در جامعهٔ ایرانی مورد تأیی قرار گرفت؛ به عنوان ابزاری معتبر برای سنجش اثرات کرونا بر جنبه‌های مختلف زندگی مردم ایران استفاده کرد. پژوهش حاضر همانند سایر پژوهش‌ها دارای محدودیت‌هایی

بوده‌است که می‌توان به دشواری در تعیین جامعه هدف اشاره کرد. در این زمینه به دلیل اینکه امکان ارائهٔ پرسشنامه‌ها به صورت دستی به‌دلیل محدودیت‌های کرونایی وجود نداشت، امکان‌پذیر نبود که به صورت دقیق ویژگی‌های جمعیت‌شناختی افراد ثبت شود. به همین دلیل تمامی افرادی که به پرسشنامه پاسخ دادند، به عنوان جامعهٔ هدف به حساب آمدند. بنابراین پیشنهاد می‌شود که این مطالعه بر روی گروه‌های جمعیت شناختی به تفکیک جنسیت، گروه‌های سنی و سطح تحصیلات و بویژه در صورت امکان، بر روی گروه‌های بالینی انجام شود. همچنین در زمان اجرای این تحقیق، شیوع گستردّ بیماری در ایران اتفاق افتاد، از این‌رو امکان نمونه‌گیری حضوری وجود نداشت، به این دلیل، افرادی که مهارت استفاده از فضای مجازی را نداشتند در نمونهٔ مورد بررسی سهم کافی نداشتند؛ لذا توصیه می‌شود بعد از کاهش شیوع، روایی و پایایی این ابزار به صورت حضوری بر روی سایر نمونه‌ها نیز بررسی گردد.

موازین اخلاقی

با توجه به اینکه دسترسی به نمونه های پژوهش از طریق فراخوانی اینترنتی بود، موازین اخلاقی شامل دادن آگاه کردن شرکت‌کنندگان از هدف پژوهش، تضمین حریم خصوصی و رازداری از طریق عدم درج نام و نام خانوادگی آن ها رعایت شد.

سپاسگزاری

از کلیهٔ عزیزانی که در مراحل انجام این پژوهش همکاری داشتند، قدردانی می‌شود.

تعارض منافع

بنابر اظهار نویسندگان، این مقاله حامی مالی و تعارض منافع ندارد.

منابع

بیانی، علی اصغر؛ کوچکی، عاشور محمد؛ کوچکی، قربان محمود. (۱۳۸۶). تعیین وضعیت سلامت روانی معلمان استان گلستان با استفاده از چک لیست نشانگان روانی (**SCL-90-R**) در سال ۸۴-۱۳۸۳. *مجله علمی دانشگاه علوم پزشکی گرگان*، ۹ (۲)، ۴۴-۳۹. [پیوند]

شکری, امید, رشیدی پور, فاطمه, شریفی, محمد. (۱۳۹۹). تجربهٔ زیستهٔ دانشجویان دربارهٔ یادگیری آنلاین در دوران اپیدمی بیماری کوید ۱۹: یک تحلیل پدیدارشناختی تفسیری. *فصلنامه روان شناسی کاربردی*, ۱۴ (۲), ۱۴۵-۱۲۳. [پیوند]

میرزایی، رقیه. (۱۳۵۹). *ارزیابی پایایی و اعتبار آزمون* ***SCL-90-R*** *در ایران*. پایان نامه کارشناسی ارشد. رشته روانشناسی، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران.[پیوند]

American Psychological Association. (2020). Advance online publication. American Psychological Association.Stress in the time of COVID-19May. Retrieved from stress/2020/stress-in-america-covid.pdf. [link]

Ashok, V., Sadguru, P. (*2020).* Impact of COVID-19 on Environment and Society. Review Paper. *Journal of Global Bioscience, 9(5):7352-7363. [link]*

Brooks, S. K., Webster, R. K., Smith, L. E., Woodland, L., Wessely, S., Greenberg, N., & Rubin, G. J. (2020). The psychological effects of quarantine and how to reduce it. *Rapid review of the evidence*. *The Lancet*, 395(10227): 912–918. [link]

Cascella, M., Rajnik, M., Cuomo, A., Dulebohn, S.C., Di Napoli, R. (2020). Features, evaluation and treatment coronavirus (COVID-19). StatPearls, Treasure Island: StatPearls PublishingStatPearls Publishing LLC. [link]

Desclaux, A., Badji, D., Ndione, A. G., & Sow, K. (2017). Accepted monitoring or endured quarantine? Ebola contacts' perceptions in Senegal. *Social Science in Medicine*.178,38–45. [link]

Ferguson, N.M., Laydon, D., Nedjati-Gilani, G., Imai, N., Ainslie, K., Baguelin, M., et al. (2020). Report 9: Impact of non-pharmaceutical interventions (NPIs) to reduce COVID19 mortality and healthcare demand [Internet]. [link]

Fornell, C., Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, *18*(1): 39–50. [link]

Garcia, R. (2017). Neurobiology of fear and specific phobias. *Learn Mem*,24:462-71. [link]

Hawryluck, L., Gold, W. L., Robinson, S., Pogorski, S., Galea, S., & Styra, R. (2004). SARS control and psychological effectsof quarantine, Toronto, Canada. *Emerging Infectious Diseases*, 10(7): 1206–1212. [link]

Holmes, E.A., O'Connor, R.C., Perry, V.H., Tracey, I., Wessely, S., Arseneault, L., Ballard, C., Christensen, H., Cohen Silver, R., Everall, I., Ford, T., John, A., Kabir, T., King, K., Madan, I., Michie, S., Przybylski, AK., Shafran, R., Sweeney, A., Worthman, C.M., Yardley, L., Cowan, K., Cope, C., Hotopf, M., Bullmore, E. (2020). Multidisciplinary research priorities for the COVID-19 pandemic: a call for action for mental health science. *Lancet Psychiatry*,7(6):547-560. [link]

Jiang, S., Wang, C., Weiss, D.J. (2016). Sample size requirements for estimation of item parameters in the multidimensional graded response model. Front psychol,7(109): 1-10. [link]

Kira, I. A., Shuwiekh, H. A. M., Rice, K. G., Ashby, J. S., Elwakeel, S. A., Sous, M. S. F., Alhuwailah, A., Baali, S. B. A., Azdaou, C., Oliemat, E. M., & Jamil, H. J. (2020). Measuring COVID-19 as Traumatic Stress: Initial Psychometrics and Validation. *JOURNAL OF LOSS AND TRAUMA*. Advance online publication. 220-237 [link]

Le, DT. (2013). Applying item response theory modeling in educational research, *IowaStateUniversityDigitalRepository*. [link]

Malta, M., Rimoin, A.W., Strathdee, S.A. (2020). The coronavirus 2019-nCoV epidemic: is hindsight 20/20? *EClinicalMedicine*. 3(20):100289. [link]

Matheson, G. J. (2019). We need to talk about reliability: making better use of test-retest studies for study design and interpretation. PeerJ, 7, e6918. [link]

Maunder, R., Hunter, J., Vincent, L., Bennett, J., Peladeau, N., Leszcz, M., Sadavoy, J., Verhaeghe, L. M., Steinberg, R., & Mazzulli, T. (2003). The immediate psychological and occupational impact of the 2003 SARS outbreak in a teaching hospital. *CMAJ: Canadian Medical Association journal = journal de l'Association medicale canadienne*, *168*(10): 1245–1251. [link]

McKibbin, W., Fernando, R. (2020). *The economic impact of COVID-19. In R. Baldwin & B. W. di Mauro (Eds.)*, Economics in the time of COVID-19 (pp. 45–49). CEPR Press. [link]

Morens, D.M., Fauci, A.S. (2013). Emerging infectious diseases: threats to human health and global stability. PLoS Pathog9:e1003467. [link]

Ornell, F., Schuch, J. B., Sordi, A. O., Kessler, F. H. P. (2020). "Pandemic fear" and COVID-19: *Mental health burden and strategies*. [link]

Peeri, N.C., Shrestha, N., Rahman, M.H., Zaki, R., Tan, Z., Bibi, S., et al. (2020). The SARS, MERS and novel coronavirus (COVID-19) epidemics, the newest and biggest global health threats: what lessons have we learned? *Int J Epidemiol*. Feb 22. pii: dyaa033. [Epub ahead of print]. [link]

Porcelli, P. (2020). Fear, anxiety, and health-related consequences after the COVID-19 epidemic. Clinical Neuropsychiatry: *Journal of Treatment Evaluation*, 17(2): 103–111. [link]

Reardon., S. (2015). Ebola's mental-health wounds linger in Africa. Nature. 519:13-14. [link]

Reynolds, D. L., Garay, J. R., Deamond, S. L., Moran, M. K., Gold, W., & Styra, R. (2008). Understanding, compliance and psychological impact of the SARS quarantine experience. *Epidemiology & Infection*, 136: 997–1007. [link]

Shigemura, J., Ursano, R.J., Morganstein, J.C., Kurosawa, M., Benedek, D.M. (2020). Public responses to the novel 2019 coronavirus (2019-nCoV) in Japan: mental health consequences and target populations. *Psychiatry Clin Neuroscidoi*. [link]

Shin,. L.M., Liberzon, I. (2010). The neurocircuitry of fear, stress, and anxiety disorders. *Neuropsychopharmacology*. 35:169-91. [link]

Tong, Z.D, Tang, A. Li KF, Li P, Wang, H.L, Yi JP, Zhang, Y.L, Yan, J.B. Potential Presymptomatic Transmission of SARS-CoV-2, Zhejiang Province, China, 2020. Emerging Infectious Diseases. 2020 May. 26(5):1052-1054.[link]

Tucci,V., Moukaddam, N., Meadows, J., Shah, S., Galwankar, S.C., Kapur, G.B. (2017). The forgotten plague: psychiatric manifestations of ebola, zika, and emerging infectious diseases. *J Glob Infect Dis*. 9(4): 151-156. [link]

Usher, K., Bhullar, N., & Jackson, D. (2020). Life in the pandemic: Social isolation and
mental health. *Journal of Clinical Nursing*. 29(15-16): 2756-2757. [link]

Wang, C., Pan, R., Wan, X., Tan, Y., Xu, L., Ho, CS., et al. (2020). Immediate psychological responses and associated factors during the initial stage of the 2019 coronavirus disease (covid-19) epidemic among the general population in China. *Int J Environ Res Public Health.* 17(5):1729. [link]

Xiang, Y.T., Yang, Y., Li, W., Zhang, L., Zhang, Q., Cheung, T., et al. (2020). Timely mental health care for the 2019 novel coronavirus outbreak is urgently needed. *Lancet Psychiatry*.7:228-9. [link]

***

عبارات	خیلی زیاد	زیاد	تاحدودی	کم
۱) من از ویروس کرونا واهمه دارم.				
۲) من به هنگام برقراری ارتباط با دیگران دچار استرس می شوم زیرا نگران هستم که به کرونا مبتلا شوم.				
۳) فکر کردن درباره کرونا باعث ایجاد احساس ترس و تهدید در من می شود.				
۴) در دوران شیوع کرونا به دلیل وجود این ویروس، احساس می کنم که عصبی شده ام و از آینده می ترسم.				
۵) کرونا از نظر مالی بر زندگی من تأثیر منفی گذاشته است.				
۶) من درآمد شغلی خود را به دلیل کرونا از دست داده ام.				
۷) من به دلیل کرونا در تهیه منابع مورد نیاز و ضروری زندگی خود (مایحتاج) (غذا، پوشاک و....) دچار مشکل شده ام.				
۸) به دلیل کرونا تهیه کردن چیزهایی که مورد نیاز من است برایم سخت شده است.				
۹) در دوران شیوع کرونا، احساس کردم که به دلیل ویروس کرونا از نظر روابط اجتماعی، منزوی و تنها شده ام.				

۱۰) در دوران شیوع کرونا، سبک عادی زندگی من به دلیل شرایط کرونایی تحت تأثیر قرار گرفته است.				
۱۱) نگران هستم که به کرونا مبتلا شوم.				
۱۲) ماندن در منزل یا هر مکان امن دیگر بر روابط من با دیگران تاثیر منفی گذاشته است.				

Quarterly of Applied Psychology, Vol. 15, No. 2 (58), Summer 2021, 297-317

ISSN: 2008-4331- eISSN: 2645- 3541

10.29252/APSY.2021.221513.1041 20.1001.1.20084331.1400.15.2.6.3

Research Article

Evaluation of the Effectiveness of Intimacy From the Inside Out Relationship.Therapy (IFIO) in Improving a Couple's Secure

N. Heydarianfar[1]*, Kh. Aslani[2], Gh. Rajabi[3] & A. Amanelahi[2]

1. PhD. Student of Counseling, Chamran Martyr University, Ahvaz, Iran. Email: m.heydarianfar@yahoo.com
2. Associate Professor, Department of Family Counseling, Chamran Martyr University, Ahvaz, Iran.
3. Professor, Department of Family Counseling, Chamran Martyr University, Ahvaz, Iran.

Received: 3 May 2021

Accepted: 21 June 2021

Abstract

Aim: The aim of this study was to evaluate the effectiveness of IFIO in improving the safe relationship between couples among couples in Dezful. **Method:** In this study, a single case experimental design of multiple asynchronous baseline was used. The study population included all couples who referred to psychological clinics in Dezful in 1399. The research sample was selected using purposive sampling method. The sample consisted of 4 couples (8 people) referred to these clinics who were considered as insecure couples according to the score of the Safe Communication Questionnaire (BARE). The IFIO protocol was implemented in three phases: baseline, 8-session intervention, and 3 to 1-month follow-up. Subjects answered the BARE Questionnaire and the Intimate Security Questionnaire (ISQ) before treatment, in the middle of treatment, at the end of treatment, and every month after treatment for 3 months. **Results:** The results of the data using visual drawing method, stable change index (RCI) and recovery percentage formula showed that Intimacy From the Inside Out therapy (IFIO) has a significant effect on increasing safe communication and emotional security and couples' self-esteem. And the couple were able to maintain the therapeutic effects in the quarterly follow-up. **Conclusion:** Based on the data, it can be concluded that (IFIO) has been effective in increasing the secure relationship and Emotional Security, Secure to Being self of couples.

Key words: *Inside Out Intimacy From the therapy (IFIO), Secure Communication, Emotional Security, Secure to Being self*

Citation: Heydarianfar, N., Aslani, Kh., Rajabi, Gh., & Amanelahi, A. (2021). Evaluation of the Effectiveness of Intimacy From the Inside Out Relationship.Therapy (IFIO) in Improving a Couple's Secure. *Quarterly of Applied Psychology, 15(2):297-317.*

فصلنامهٔ علمی- پژوهشی روان‌شناسی کاربردی، دورهٔ ۱۵، شمارهٔ ۲ (۵۸)، تابستان ۱۴۰۰، ۳۱۷-۲۹۷
ISSN: 2008-4331- eISSN: 2645- 3541

مقاله پژوهشی

بررسی اثربخشی درمان صمیمیت از درون به برون (IFIO) در بهبود ارتباط ایمن زوجین

نرگس حیدریان‌فر[1*]، خالد اصلانی[2]، غلامرضا رجبی[3] و عباس امان‌الهی[2]
۱. دانشجوی دکتری مشاوره خانواده، دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران. ایمیل: n.heydarianfar@yahoo.com
۲. دانشیار گروه مشاوره، دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران.
۳. استاد گروه مشاوره، دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران.

دریافت مقاله: ۱۴۰۰/۰۲/۱۳
پذیرش مقاله: ۱۴۰۰/۰۳/۳۱

چکیده

هدف: بررسی اثربخشی درمان صمیمیت از درون به برون (IFIO) در بهبود ارتباط ایمن زوجین در زوج‌های مراجعه‌کنندهٔ شهرستان دزفول بود. **روش**: در این پژوهش از طرح تجربی تک موردی از نوع خط پایهٔ چندگانهٔ ناهم‌زمان استفاده شد. جامعهٔ پژوهش شامل کلیهٔ زوج‌های مراجعه‌کننده به کلینیک‌های روان‌شناختی شهرستان دزفول در سال ۱۳۹۹ بود. نمونهٔ پژوهش شامل ۴ زوج (۸ نفر) از افراد مراجعه کننده این کلینیک‌ها بودند که با توجه به نمرهٔ پرسشنامه ارتباط ایمن (BARE) جزء زوج‌های با ارتباط ناایمن قرار می‌گرفتند. پروتکل درمان صمیمیت از درون به برون (IFIO) در سه مرحلهٔ خط پایه، مداخلهٔ ۸ جلسه‌ای و ۳ پیگیری ۱ ماهه اجرا گردید و آزمودنی‌ها قبل از درمان، میانهٔ درمان، پایان درمان و هر ماه پس از پایان درمان به مدت ۳ ماه به پرسشنامهٔ ارتباط ایمن (BARE) و پرسشنامهٔ امنیت صمیمانه (ISQ) پاسخ دادند. **یافته‌ها**: نتایج حاصل از داده‌ها به روش ترسیم دیداری، شاخص تغییر پایا (RCI) و فرمول درصد بهبودی نشان داد که: درمان صمیمیت از درون به برون (IFIO) در افزایش ارتباط ایمن و امنیت هیجانی و خود بودن زوج‌ها تأثیر معنادار داشته است و زوجین در پیگیری سه ماهه توانستند اثرات درمانی را حفظ کنند. **نتیجه‌گیری**: براساس داده‌ها می‌توان نتیجه گرفت که درمان صمیمیت از درون به برون (IFIO) در افزایش ارتباط ایمن و امنیت هیجانی و خود بودن زوج‌ها مؤثر بوده است و ارتباط ایمن زوج‌ها را ارتقا می‌دهد.

کلید واژه‌ها: *صمیمیت از درون به برون (IFIO)، ارتباط ایمن، امنیت هیجانی، امنیت خود بودن*

استناد به این مقاله: حیدریان‌فر، نرگس.، اصلانی، خالد.، رجبی، غلامرضا.، و امان‌الهی، عباس. (۱۴۰۰). بررسی اثربخشی درمان صمیمیت از درون به برون (IFIO) در بهبود ارتباط ایمن زوجین. *فصلنامهٔ علمی- پژوهشی روان‌شناسی کاربردی*، ۱۵ (۲ پیاپی ۵۸): ۳۱۷-۲۹۷.

مقدمه

ازدواج شامل پیوند دو نفر با علایق، خواسته‌ها و نیازهای مختلف است و رابطهٔ ویژه‌ای است که توسط قوانین و مقررات اجتماعی صورت می‌گیرد و به طور قابل توجهی بر رشد و تحقق خود افراد تأثیر می‌گذارد. اگر چه ابعاد و مفاد ازدواج در طول تاریخ بشر تغییر کرده است، نهاد خانواده و ازدواج جهانی بودن خود را حفظ کرده و هنوز نهاد اصلی جامعه هست (کوسیجیت اوزیجیت، ۲۰۱۷). اساس شکل‌گیری و توسعهٔ یک سیستم کوچک و اجتماعی روابط زن و شوهر است. روابط زوجی در زندگی افراد خیلی مهم است. این روابط می‌تواند منبع شادی، و وقتی که درست نباشد منبع عمدهٔ پریشانی و حتی بیماری باشد (پانزتی و ماچ، ۲۰۰۶). از طرفی رابطهٔ بین فردی، نوعی وابستگی یا آشنایی قوی، عمیق، یا نزدیک بین دو یا چند نفر است که می‌تواند کوتاه یا بلندمدت باشد؛ این وابستگی ممکن است بر پایهٔ استنتاج، عشق، همبستگی، تعامل تجاری منظم، یا برخی از انواع دیگر تعهد اجتماعی باشد (آرنولد و بوگز، ۲۰۱۵).

پژوهش‌ها نشان می‌دهند که رفتارهای قابل سنجشی در روابط میان زن و مرد وجود دارند که با رضایت بیشتر از رابطه و دلبستگی[1] ایمن‌تر مرتبط هستند (ساندبرگ، بازبی، جانسون و یوشیدا، ۲۰۱۲) و این‌که رفتارهای دلبستگی ایمن می‌توانند به عنوان حایلی در برابر ناملایمات موجود در رابطه عمل کنند (کناپ، ساندبرگ، نواک و لارسون، ۲۰۱۵؛ اوکا، ساندبرگ، بارادفورد و براون، ۲۰۱۴). از طرفی عدم ایمنی در دلبستگی با نگرانی‌های مربوط به بهداشت فکری و فیزیکی از جمله (علائم افسردگی، خشونت، شدت درد و بهبود عملکردی از خستگی مزمن و فیبرومیالژی) مرتبط است (هامیل، ۲۰۱۰، مکوی، ۲۰۰۵؛ اوکا، ساندبرگ و اوکا، ۲۰۱۴؛ ریس و گرنیر، ۲۰۰۴؛ تریمبلای و سالیوان، ۲۰۱۰). ما باید نقش اساسی دلبستگی را در سلامت رابطه درک کنیم (سدال و وامپلر، ۲۰۱۳). پژوهش‌های صورت گرفته بر روی زوجین و دلبستگی میان آن‌ها نشان می‌دهد که رفتارهای حاکی از پشتیبانی باعث دلبستگی و نیز رضایت از رابطه می‌شود (فینی، ۲۰۰۲؛ رولس، کمپبل سیمسون و گریچ، ۲۰۰۱). با این وجود در مورد سبک‌های دلبستگی عمومی در مقایسه با رفتارهای دلبستگی خاص اطلاعات خیلی بیشتری وجود دارد (آینسورث، بلرهار، واترز و وال، ۱۹۷۸؛ بالبی، ۱۹۶۹؛ فینی، ۲۰۰۸). بنابراین بالبی (۱۹۷۳) قابلیت دسترسی و پاسخگویی را در اصل به عنوان رفتارهای کلیدی شرح داد که امنیت یا درماندگی در روابط نزدیک را تعیین می‌کنند. جانسون (۲۰۰۸) به این نتیجه رسید که زمانی که زوجین در هنگام نیاز در دسترس یکدیگر باشند و به صورت آرام کننده به نیازهای هم پاسخ دهند، یک لحظهٔ

[1] - Attachment

پیوند دهنده در پی آن به وجود می‌آید؛ که این لحظه "پذیرندگی[1]" نامیده می‌شود. پژوهش‌های به عمل آمده بر روی ارتباط ایمن زوجین نشان می‌دهند که رفتارهای نشان دهندۀ دسترسی، پاسخگویی و پذیرندگی با دلبستگی ایمن مرتبط است (ساندبرگ، بازبی، جانسون و یوشیدا، ۲۰۱۲). انجام ده‌ها سال پژوهش و بررسی نشان داده است که وجود یک شخص و ایجاد حس دلبستگی در بزرگسالی می‌تواند باعث بالا رفتن حس امنیت، راحتی و تأثیر مثبت شود (میکولینسر و شاور، ۲۰۰۷). همچنین در ارتباط با روابط عاشقانۀ پژوهش‌ها نشان می‌دهد که زوج‌های دارای دلبستگی بالاتر دارای کیفیت بهتری در برقراری ارتباط هستند (فینی، ۲۰۰۸).

بنابراین روابط صمیمانه هستۀ ارتباطات اجتماعی ما را تشکیل می‌دهند، و به ما کمک می‌کنند رشد کنیم، عمیقاً عشق بورزیم و ناکامی‌ها را تحمل کنیم (بالبی ۱۹۶۹؛ کوان، ۲۰۰۶؛ جانسون، ۲۰۰۴؛ جانسون و گریمن، ۲۰۱۳). وقتی که زوجین وارد درمان می‌شوند، در وضعیت قطع ارتباط، خشم و اندوه و از دست دادن صمیمیت به سر می‌برند، و اغلب دو هدف را از ما درخواست می‌کنند: احساس امنیت و بازسازی صمیمیت از دست رفته. درمان صمیمیت از درون به بیرون[2] (IFIO) نقشۀ راهی را برای رسیدن به این هدف‌ها ارائه می‌دهد (هربین- بلانک، کرپلمن و اسویزی، ۲۰۱۶). درمان صمیمیت از درون به بیرون (IFIO) یک مدل تجربی از درمان زوج‌ها است که حدود ده سال پیش از مفاهیم سیستم‌های خانواده درونی[3] (IFS) برای روابط صمیمی، و وسیله‌ای برای رشد و بهبود روابط زوجین به وجود آمد. این رویکرد به زبان واضح و روشن بیان می‌کند که چگونه ممکن است دو سیستم داخلی یک زوج با یکدیگر برخورد کنند و آن‌ها را به سمت فروپاشی رابطه ببرد. ممکن است بخش‌های یک زوج در واکنش‌های افراطی داشته باشند و یا عقاید تند و افراطی را از سال‌های دور با خود آورده باشند، در چنین شرایطی اگر زوجین احساس امنیت بکنند، می‌توانند این بار سنگین را رها کرده و واکنش دیگری را برگزینند. این مدل زوج درمانی به دنبال یافتن نقاط قوت و منابع هر شریک، به منظور التیام زخم‌هایی است که از روابط قبلی بر جای مانده‌اند یا در کودکی رخ داده‌اند، و هنوز وجود دارند. هدف پرورش سالم، ارتباط صمیمی بین زوجین است. هدایت دو نفر و بخش‌های آن‌ها برای تعامل با یکدیگر و آغوش باز است (هربین- بلانک و همکاران، ۲۰۱۶). بازسازی رابطۀ عاشقانه می‌تواند زخم‌های کهنه را التیام بخشد. در طول درمان درمانگر با چیزی متفاوت از بخش‌های مراجع ارتباط برقرار می‌کند: چیزی که از آن به عنوان "خود من" یاد می‌کند. به این صورت که ما علاوه بر

[1] - Acceptance
[2] - Intimacy From the Inside Out therapy
[3] - Internal Family Systems

بخش‌هایمان یک "خود[1]" قدرتمند در درون داریم. به نظر می‌رسد که "خود" با صدایی مهربان و دلسوز و با توانایی برای ترمیم دنیای درونی ظاهر می‌شود و می‌تواند رهبری سیستم را به دست گیرد. هر چه "انرژی خود" زوجین بیشتر باشد در نظر افراد دیگر قابل اعتمادتر به نظر می‌رسد. چیزی که هدف درمان محسوب می‌شود. در درمان IFIO به جای این که به زوجین کمک کنیم تا مشکل را حل کنند یا راه‌حلی برای تعارضات اجتناب‌ناپذیر خود پیدا کنند، همسران را به سمت رضایت متقابل و هر چیزی که رابطهٔ آن‌ها را با معنی کند، هدایت می‌کنیم. درمان قصد دارد پیوندی امن را پرورش دهد که تقویت کنندهٔ تعاملات باز، مراقبت از شریک و فهم تفاوت‌ها و نیز شباهت‌های همدیگر است. وقتی که زوج به اندازهٔ کافی احساس امنیت کنند تا همزمان بخش‌های خود و شریکشان را درک کنند، تعاملات آن‌ها به تغییرات شدیدی گرایش پیدا می‌کند. احساس امنیت موجب می‌شود تا زوجین از اضطراب و تنش کم‌تری در روابط خود برخوردار باشند و با احساس سرزندگی و شادکامی به زندگی زناشویی خود بپردازند و بتوانند به خوبی روابط خود را با همسرشان مدیریت کنند و در نهایت به رابطه‌ای صمیمانه دست پیدا کنند (هاگ، جانسن، کریستینسن، فریدریکسن، دالتون، دیرگرو و همکاران، ۲۰۱۸).

اگر چه پژوهش‌های گذشته حاکی از این است که امنیت در رابطه، با میزان ارتباط زوجین، عصبانیت و خشونت در روابط، استفاده از بازی‌های ویدیویی، مشکلات مربوط به خانواده‌های اصلی، خود گردانی، عزت نفس، میزان فعالیت فیزیکی و عادات غذایی مرتبط است (کناپ و همکاران، ۲۰۱۵؛ اوکا و همکاران، ۲۰۱۴). اما انجام پژوهش‌هایی مورد نیاز است که رفتارهایی را بررسی کند، که منجر به دلبستگی ایمن در روابط زوجین می‌شود. درمان IFIO یک رویکرد جدید است که در کار با زوجین پژوهش‌های کمی انجام شده است و در داخل کشور درمان مشابهی که بتوان ارتباط این رویکرد درمانی را در کار با زوجین نشان دهد وجود ندارد، و حتی در خارج از کشور نیز کار با زوجین به صورت پژوهش انجام نشده است. بنابراین با توجه به خلاء پژوهش مرتبط، پژوهش حاضر درصدد پاسخگویی به این سؤالات است:

۱. آیا درمان صمیمیت از درون به برون در بهبود ارتباط ایمن زوج‌ها موثر است؟
۲. آیا درمان صمیمیت از درون به برون در بهبود امنیت هیجانی زوج‌ها مؤثر است؟
۳. آیا درمان صمیمیت از درون به برون در بهبود امنیت خود بودن زوج‌ها مؤثر است؟

[1] - Self

روش

در این پژوهش از طرح آزمایشی تک‌موردی استفاده شده است. و از بین طرح‌های آزمایشی تک‌موردی از طرح تجربی قبل- بعد A-B با پی‌گیری انتخاب شده است (طرح خط پایه‌ی چندگانه[1]). در پژوهش حاضر آزمودنی‌ها به صورت همزمان وارد مرحلهٔ خط پایه[2] و با قرار گرفتن به صورت تصادفی در یکی از دوره‌های انتظار دو، سه یا چهار هفته‌ای در مرحلهٔ خط پایه وارد مرحلهٔ درمان ۸ جلسه‌ای و سپس پیگیری (در طی سه دوره‌ی ۱ ماهه) شدند. جامعهٔ آماری این پژوهش کلیهٔ زوج‌های مراجعه‌کننده به کلینیک‌های روان‌شناختی دزفول در سال ۱۳۹۹ بود. نمونهٔ پژوهش با استفاده از روش نمونه‌گیری هدفمند انتخاب شدند، نمونه شامل ۴ زوج (۸ نفر) از افراد مراجعه کننده به این کلینیک‌ها بود که با توجه به نمرهٔ پرسشنامهٔ ارتباط ایمن (BARE) جزء زوج‌های با ارتباط ناایمن قرار می‌گرفتند. روش نمونه‌گیری در این پژوهش نمونه‌گیری هدفمند بود به این صورت که زوج‌ها پس احراز شرایط ورود و پر کردن پرسش‌نامه‌ها وارد دورهٔ درمانی می‌شوند.

ابزارهای پژوهش

۱. پرسشنامهٔ ارتباط ایمن[3] (BARE): مقیاس ارتباط ایمن توسط ساندبرگ، بازبی، جانسون و یوشیدا (۲۰۱۲) ساخته شد. یک ابزار ۱۲ آیتمی است که رفتارهای کلیدی را در سیستم دلبستگی زوج ارزیابی می‌کند. بالبی (۱۹۷۳) قابلیت دسترسی و پاسخگویی را در اصل به عنوان رفتارهای کلیدی شرح می‌دهد که امنیت یا درماندگی در روابط نزدیک را تعیین می‌کند. در این مقیاس آیتم‌های موجود در بخش‌های «قابلیت دسترسی و دلبستگی» به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شود (سؤالات شماره ۱، ۲، ۵، ۶، ۷، ۸، ۱۱، ۱۲). نمره‌گذاری به این صورت است که آیتم‌های موجود در هر دسته‌بندی فرعی جمع می‌شود و یا برای کل مقیاس دسته بندی فرعی نمرات با هم جمع می‌شود، امتیاز بالاتر به معنای رفتارهای گزارش شدهٔ وابستهٔ بیشتر است. در این مقیاس نمرات از طریق امتیاز دهی به خود و امتیاز به همسر (که در آن شما همسر خود را درجه بندی می‌کنید) به دست می‌آیند. ساندبرگ (۲۰۱۲) دستورالعمل‌های زیر را از مطالعه در نمونه‌هایی که از نظر جمعیت شناسی کلیدی شبیه گروه نمونه ملی (دین، نژاد و غیره) است به دست آوردند. آن‌ها امتیازها را به سه رنگ قرمز، زرد و سبز تقسیم کردند که در این

[1] - Multiple baseline
[2] - Baseline Phases
[3] - The Brief Accessibility, Responsiveness, and Engagement (BARE) Scale

تقسیم بندی قرمز به معنای نیاز به قدری کار، زرد به معنای قدری توجه و سبز به معنای خوب است. به ویژه تقسیم‌بندی پایین، متوسط، بالا نشان دهنده‌ی امتیاز دهی BARE و ارتباط آن‌ها با امتیازهای مربوط به کیفیت زناشویی (محیط‌های مشکل دار، رضایت، ثبات)؛ قرمز به معنای کیفیت زناشویی پایین، زرد به معنای متوسط و سبز به معنای بالا است. اگر چه چند دسته بندی فرعی برای زنان و مردان از نظر آماری متفاوت است ولی این تفاوت‌ها از نظر بالینی مهم و یا بامعنا نبودند. آن‌ها استفاده از جمع کل امتیازها را توصیه می‌کنند چون ممکن است محدودهٔ موجود در دسته بندی‌های فرعی تکی، گستردگی کافی جهت کمک به پزشک بالینی و یا شخص مراجعه کننده را نداشته باشد. در این پژوهش ضریب پایایی با استفاده از روش آلفای کرانباخ ۰/۹۲ به دست آمد.

۲. پرسشنامهٔ امنیت صمیمانه[1] (ISQ): پرسشنامهٔ امنیت صمیمانه توسط کوردووا، جی و وارن (۲۰۰۵) تدوین شده و دارای ۲۸ سوال است و به منظور ارزیابی سطح آرامش افراد از آسیب‌پذیر بودن در کنار شریک خود و در بافت حوزه‌های مختلف رابطهٔ طراحی شده است. این پرسشنامه دارای ۵ زیر مقیاس امنیت هیجانی، امنیت جسمانی/ جنسی، امنیت خود بودن، امنیت در عموم و امنیت مخالفت و دارای امتیاز کلی ۰ تا ۱۱۲ است. سؤالات این مقیاس براساس ۵ امتیازی لیکرت از ۰ (هرگز) تا ۴ (همیشه) درجه بندی می‌شوند. هر چه امتیاز فرد بیشتر باشد وی امنیت صمیمانه بیشتری را تجربه می‌کند. سؤال‌های ۳، ۵، ۷، ۸، ۱۱، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۲۰، ۲۳، ۲۴، ۲۶، ۲۷ و ۲۸ به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. در مطالعه دآن هام (۲۰۰۸؛ به نقل از بارتوس (۲۰۱۷) همسانی درونی این پرسشنامه برابر با ۰/۸۸ بدست آمد. همچنین در مطالعه‌ای دیگر، او آلفای ۰/۹۳ را برای مردان و ۰/۹۶ را برای زنان و اعتبار بازآزمایی در طول دوره یک ماهه را برای مردان ۰/۸۳ و برای زنان ۰/۹۲ به دست آورد (بارتوس، ۲۰۱۷). در مطالعه کوردورا و همکاران (۲۰۰۵) همسانی درونی این مقیاس بالا (آلفای ۰/۹۰) گزارش شد. در مطالعهٔ آن‌ها ارتباط معناداری بین این مقیاس با پرسشنامهٔ ارزیابی شخصی صمیمیت در روابط[2] (PAIR؛ اسچیفر و اولسون[3]، ۱۹۸۱) یافت شد. به ویژه در خرده مقیاس صمیمیت فکری[4] (rs=78 برای زنان و rs=73 برای مردان) و خرده مقیاس صمیمیت عاطفی[5] (rs=82 برای زنان و rs=80 برای مردان). این نشان می‌دهد که ISQ و PAIR ساختارهای بسیار مشابهی را اندازه‌گیری می‌کنند. علاوه بر این ISQ با اندازهٔ پریشانی کلی در مقیاس رضایت زناشویی (اسنایدر[6]، ۱۹۷۹؛

[1] - The Intimate Safety Questionnaire (ISQ)
[2] -Personal Assessment of Intimacy in Relationships Questionnaire
[3] - Schaefer, & Olson
[4] - Intellectual Intimacy
[5] - Emotional Intimacy
[6] - Snyder

rs=72 برای زنان و rs=68 برای مردان)، مقیاس وضعیت ازدواج[1] (ویس و کِرتو[2]، ۱۹۸۰؛ rs=54 برای زنان و rs=43 برای مردان) و سبک‌های دلبستگی زوجین[3] (هازان و شاور[4]، ۱۹۹۰؛ rs=42 برای زنان و rs=43 برای مردان) ارتباط معناداری دارد. این نتایج حمایت اولیه برای ساخت و معیار اعتبارِ ISQ فراهم می‌کنند. در پژوهش حاضر از سؤالات مربوط به خرده مقیاس امنیت هیجانی و امنیت خود بودن استفاده شده است. در پژوهش حاضر تیز ضریب پایایی با استفاده از روش آلفای کرانباخ برای مقیاس کل ۰/۹۶ و برای خرده مقیاس امنیت هیجانی ۰/۸۹ و برای امنیت خود بودن ۰/۹۰ به دست آمد.

۳. برنامهٔ درمانی صمیمیت از درون به برون: منظور از مداخلهٔ درمانی صمیمیت از درون به برون، مداخله‌ای است که براساس کتاب درمانی هربین-بلانک و همکاران (۲۰۱۶) برای کار با زوجین به کار برده است. این مدل یک درمان اقتباسی است که از نظریه سیستم‌های خانواده درونی (IFS) در کار با زوجین به کار گرفته شده است. و شامل یک دورهٔ درمان سه مرحله‌ای در ۸ جلسه درمانی به شرح زیر است:

جدول ۱. پروتکل استفاده از IFIO در بهبود ارتباط ایمن زوجین (به نقل از هربین-بلانک و همکاران، ۲۰۱۶)

مرحله ۱: شروع
▪ ملاقات با زوجین برای ارزیابی سطح تمایز آن‌ها.
▪ بررسی این‌که از چه چیزی می‌ترسند.
▪ بررسی این که چه چیزی می‌خواهند؛ امیدها، تمایلات و اهداف.
▪ فراهم کردن امکانات
مرحله ۲: جریان و چرخه‌ی میانه درمان
▪ آموختن مهارت‌های ارتباطی جدید به زوجین.
▪ کسب مجوز از مراجع تا نقش ردیاب بخش‌ها را به عهده بگیرید.
▪ آسیب‌پذیری و شیوه‌ی دعوا کردن آن‌ها را پیگیری کنید. شامل:
➢ نحوه مذاکره در مورد نیازها
➢ چگونگی تجربه شرم
▪ ارتقا و تقویت التیام رابطه‌ای
▪ انجام کارهای فردی شامل:
➢ عدم آمیختگی

[1] -Marital Status Inventory
[2] - Weiss, & Cerreto
[3] - partners' attachment styles
[4] - Hazan, & Shaver

- آمیخته نشدن با شرم

مرحله سوم: پایان

- پیشبرد روند ترمیم
- پرداختن به بخشش
  - و در صورت پیشروی، ایجاد رابطه مبتنی بر تأیید تفاوت‌ها، و به اشتراک گذاری دیدگاه‌ها.

شیوهٔ اجرا

پس از این که افراد واجد شرایط انتخاب شدند، همهٔ آزمودنی‌ها به طور همزمان وارد مرحلهٔ خط پایه شدند. برای کنترل متغیرهای ناخواسته و مداخله‌گر احتمالی طبق اصول طرح‌های خط پایهٔ چندگانه زوج‌ها به طور تصادفی از نظر ترتیب ورود یک به یک با فاصلهٔ یک جلسه (یک هفته) وارد طرح درمان شدند. به این نحو که زوج اول پس از دو جلسه سنجش در مرحلهٔ خط پایه یعنی از هفتهٔ سوم وارد جلسهٔ اول درمان، و بعد از آن زوج دوم در جلسهٔ دوم زوج اول وارد جلسهٔ اول درمان و زوج سوم نیز در جلسهٔ دوم زوج دوم و جلسهٔ سوم زوج اول، وارد جلسهٔ اول و به همین ترتیب زوج چهارم در جلسهٔ چهارم زوج اول و جلسهٔ سوم زوج دوم و جلسهٔ دوم زوج سوم وارد طرح درمان شدند. همچنین ضمن اجرای درمان، کلیهٔ پرسش نامه‌ها در جلسات ۳، ۵، ۸ و پس از درمان در فاصلهٔ زمانی یک ماه به یک ماه (سه تا سنجش یک ماهه) مرحلهٔ پیگیری انجام شد.

لازم به ذکر می‌باشد طرح درمان صمیمیت از درون به برون، مداخله‌ای است که براساس کتاب درمانی هربین- بلانک و همکاران (۲۰۱۶) برای کار با زوجین به کار برده است. این مدل یک درمان اقتباسی است که از نظریه سیستم‌های خانواده درونی (IFS) در کار با زوجین به کار گرفته شده است. و شامل یک دوره درمان سه مرحله‌ای در ۸ جلسه درمانی است. طرح درمان شامل مرحله شروع (ملاقات با زوجین برای ارزیابی سطح تمایز آن‌ها، فراهم کردن امکانات)، میانهٔ درمان (آموختن مهارت‌های ارتباطی جدید به زوجین،کسب مجوز از مراجع برای نقش ردیاب بخش‌ها، بررسی آسیب‌پذیری و شیوهٔ دعوا کردن آن‌ها، بردن آن‌ها به درون و عمیق کردن کار با تمرینات تجربی، ارتقا و تقویت التیام رابطه‌ای) و مرحله پایان (پیشبرد روند ترمیم، پرداختن به بخشش) است. هر چهار زوج در مجموع ۸ جلسهٔ درمانی دریافت کردند.

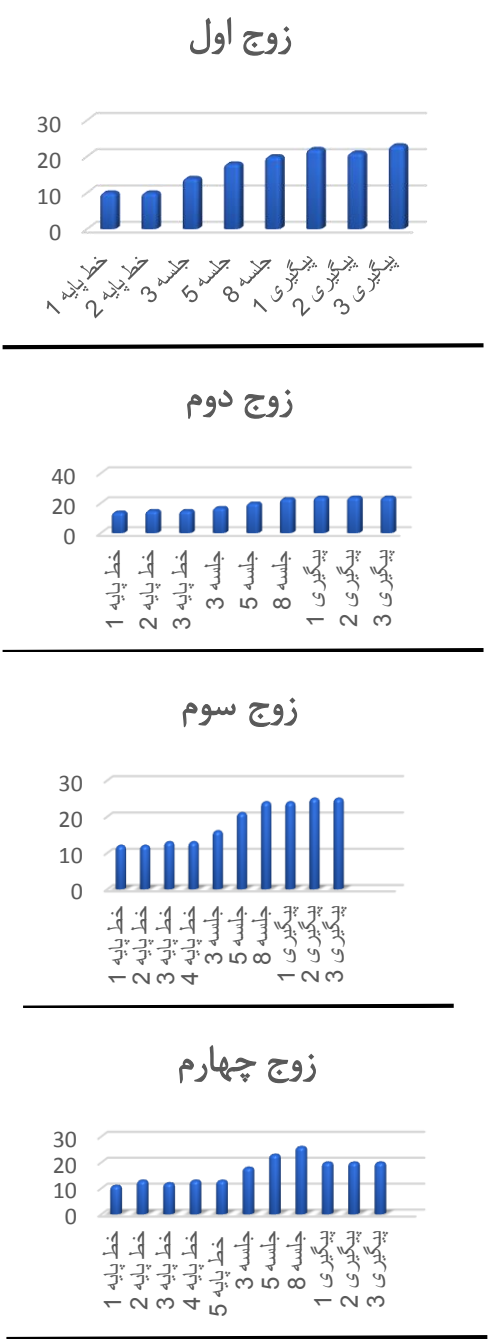
یافته‌ها

در این پژوهش ۴ زوج (۸نفر) به عنوان آزمودنی شرکت کردند. که زوج اول در ردهٔ سنی (مرد: ۳۴ و زن: ۲۹)، دارای تحصیلات (مرد: دیپلم، زن: لیسانس) و مدت زمان ازدواج ۸ سال بودند. زوج دوم در ردهٔ سنی (مرد: ۳۰ و زن: ۲۷)، دارای تحصیلات (مرد: دیپلم، زن: لیسانس) و مدت زمان ازدواج ۵ سال بودند. زوج سوم در ردهٔ سنی (مرد: ۳۹ و زن: ۳۴)، دارای تحصیلات (مرد: لیسانس، زن: دیپلم) و مدت زمان ازدواج ۳ سال بودند. و زوج چهارم در ردهٔ سنی (مرد: ۲۹ و زن: ۲۵)، دارای تحصیلات (مرد: دیپلم، زن: دیپلم) و مدت زمان ازدواج ۲ سال بودند. در مجموع از تعداد ۸ آزمودنی ۵ نفر دیپلم (۶۲٪/۵) و ۳نفر لیسانس(۳۷/۵٪) بودند. و آزمودنی‌ها دارای میانگین سنی (۳۰,۷۵) و (۴,۵) سال مدت ازدواج بودند.

جدول۲) نمره‌های چهار زوج در پرسش‌نامهٔ ارتباط ایمن را بر حسب مراحل مختلف درمان را نشان می‌دهد.

جدول ۲. روند تغییر مراحل درمان چهار زوج در پرسش‌نامه‌ی ارتباط ایمن

گروه‌های درمانی	درمان صمیمیت از درون به برون			
آزمودنی‌ها مراحل درمان	زوج اول	زوج دوم	زوج سوم	زوج چهارم
میانگین مراحل خط پایه	۱۰	۱۴/۶۶	۱۲/۵	۱۲/۴
میانگین مراحل درمان	۱۷/۳۳	۲۰	۲۰/۳۳	۲۲/۳۳
شاخص تغییر پایا (درمان)	۸/۱۹	۴/۹۴	۷/۶۹	۸/۸۷
درصد بهبودی پس از درمان	۷۳/۳	۳۶/۴۲	۶۲/۶۴	۸۰/۰۸
درصد بهبودی کلی پس از درمان	۶۳/۱۱			
پیگیری یک ماهه	۲۱	۲۴	۲۴	۲۰
پیگیری دو ماهه	۲۰	۲۴	۲۵	۲۰
پیگیری سه ماهه	۲۰	۲۴	۲۵	۲۰
شاخص تغییر پایا (درمان)	۱۴/۲۸	۵/۴۹	۶/۵۳	۴/۰۷
درصد بهبودی پس از درمان	۱۰۰	۶۳/۷۱	۱۰۰	۶۱/۲۹
درصد بهبودی کلی پس از درمان	۸۱/۲۵			



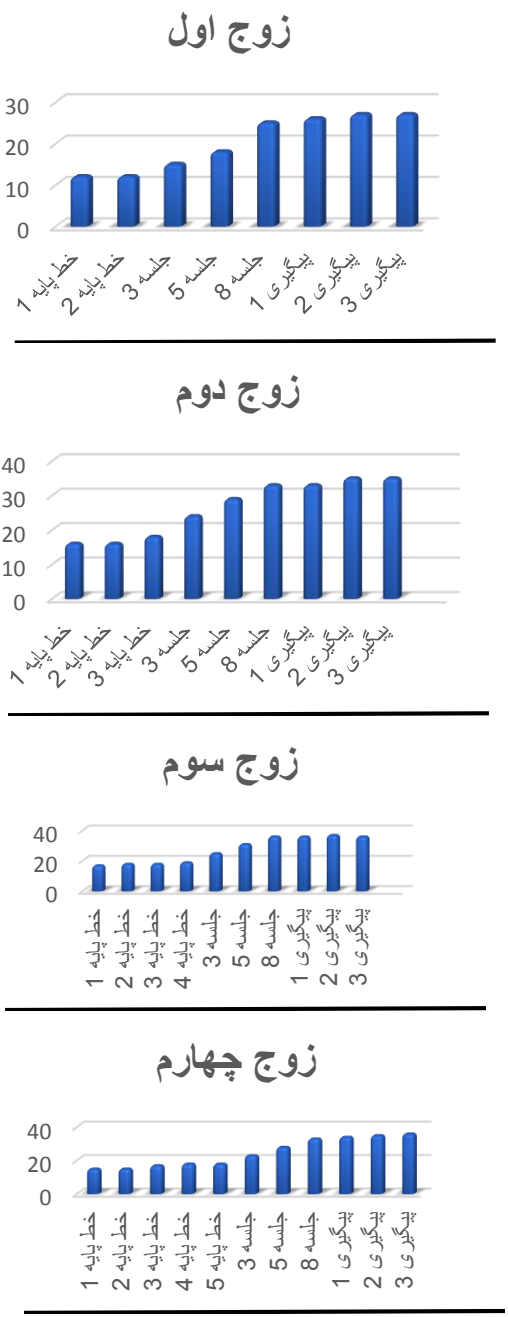
نمودار ۱. روند تغییر نمره‌های پرسش‌نامهٔ ارتباط ایمن زوج‌ها در مراحل خط پایه، مداخله و پیگیری سه ماهه

جدول ۲) نشان می‌دهد که مقدار شاخص تغییر پایا در زوج اول، دوم و سوم و چهارم در پایان درمان به ترتیب ۸/۱۹، ۴/۹۴، ۷/۶۹ و ۸/۸۷ به دست آمد که با توجه به سطح معناداری (۰/۰۵ >p) تمامی نمرات به بالاتر از z=۱,۹۶ رسیده است و بنابراین می‌توان گفت تغییرات هر چهار زوج نظر آماری قابل قبول و نتیجه‌ی تأثیرات درمانی است. همین طور مقدار شاخص تغییر پایا در زوج اول، دوم و سوم و چهارم در جلسهٔ پیگیری به ترتیب ۱۴/۲۸، ۵/۴۹، ۶/۵۳ و ۴/۰۷ به دست آمد که با توجه به سطح معناداری (۰/۰۵ >p) نمرهٔ هر چهار زوج به بالاتر از z=۱,۹۶ رسیده است. که این میزان بهبودی در هر چهار زوج بیانگر موفقیت در درمان می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت درمان صمیمیت از درون به برون در افزایش ارتباط ایمن زوج‌ها مؤثر بوده است.

جدول ۳) نمره‌های چهار زوج در خرده مقیاس امنیت هیجانی را بر حسب مراحل مختلف درمان را نشان می‌دهد.

جدول ۳. روند تغییر مراحل درمان چهار زوج در خرده مقیاس امنیت هیجانی

گروه‌های درمانی	درمان صمیمیت از درون به برون			
آزمودنی‌ها	زوج اول	زوج دوم	زوج سوم	زوج چهارم
مراحل درمان				
میانگین مراحل خط پایه	۱۲	۱۶/۶۶	۱۸	۱۶/۶
میانگین مراحل درمان	۱۸/۶۶	۲۸/۶۶	۳۰/۶۶	۲۸
شاخص تغییر پایا (درمان)	۲۱/۶۶	۱۸/۸۸	۲۱/۱۱	۲۱/۴۲
درصد بهبودی پس از درمان	۵۵/۵	۷۹/۱۲	۸۰/۳۵	۸۶/۶۶
درصد بهبودی کلی پس از درمان				
	۷۵/۴۰			
پیگیری یک ماهه	۲۳	۳۳	۳۶	۳۴
پیگیری دو ماهه	۲۳	۳۳	۳۶	۳۳
پیگیری سه ماهه	۲۳	۳۳	۳۵	۳۳
شاخص تغییر پایا (درمان)	۱۷/۲۴	۲۱/۱۱	۱۹/۳۸	۱۹/۰۹
درصد بهبودی پس از درمان	۹۱/۶۶	۹۸/۰۷	۹۴/۴۴	۹۸/۷۹
درصد بهبودی کلی پس از درمان				
	۹۵/۷۴			



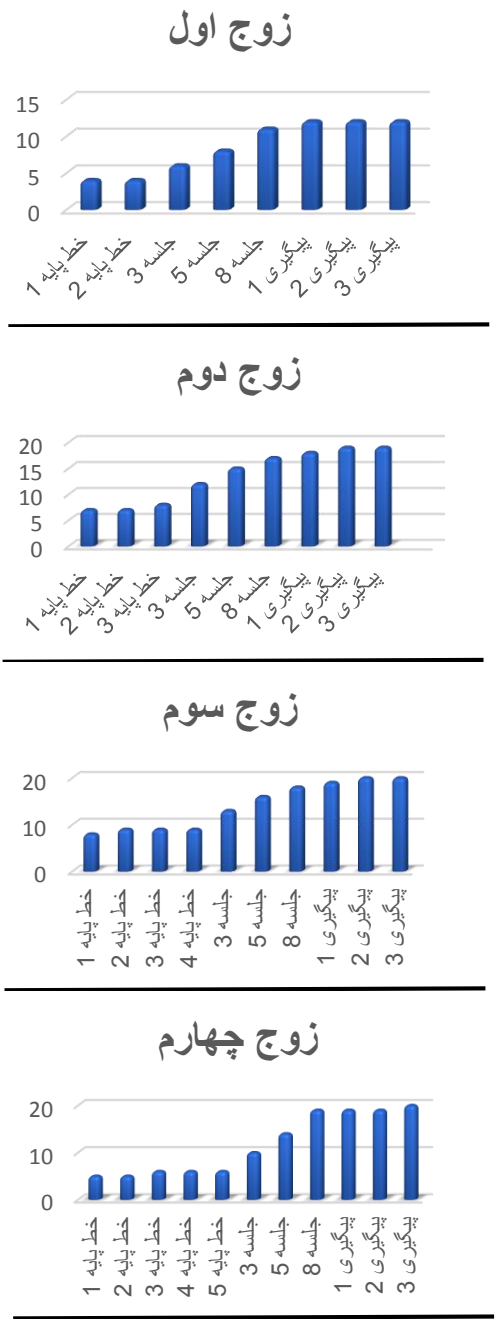
نمودار ۲. روند تغییر نمره‌های خرده مقیاس امنیت هیجانی زوج‌ها در مراحل خط پایه، مداخله و پیگیری سه ماهه

جدول ۳) نشان می‌دهد که مقدار شاخص تغییر پایا در زوج اول، دوم و سوم و چهارم در پایان درمان به ترتیب ۲۱/۶۶، ۱۸/۸۸، ۲۱/۱۱ و ۲۱/۴۲ به دست آمد که با توجه به سطح معناداری (p> ۰/۰۵) تمامی نمرات به بالاتر از z=۱,۹۶ رسیده است و بنابراین می‌توان گفت تغییرات هر چهار زوج دوم نظر آماری قابل قبول و نتیجه‌ی تأثیرات درمانی است. همین طور مقدار شاخص تغییر پایا در زوج اول، دوم و سوم و چهارم در جلسه‌ی پیگیری به ترتیب ۱۷/۲۴، ۲۱/۱۱، ۱۹/۳۸ و ۱۹/۰۹ به دست آمد که با توجه به سطح معناداری (p> ۰/۰۵) نمرهٔ هر چهار زوج به بالاتر از z=۱,۹۶ رسیده است. این میزان بهبودی در هر چهار زوج بیانگر موفقیت و تأثیرات درمانی می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت درمان صمیمیت از درون به برون در افزایش امنیت هیجانی زوج‌ها مؤثر بوده است.

جدول ۴) نمره‌های چهار زوج در خرده مقیاس امنیت خود بودن را بر حسب مراحل مختلف درمان را نشان می‌دهد.

جدول ۴. روند تغییر مراحل درمان چهار زوج در خرده مقیاس امنیت خود بودن

گروه‌های درمانی	درمان صمیمیت از درون به برون			
آزمودنی‌ها مراحل درمان	زوج اول	زوج دوم	زوج سوم	زوج چهارم
میانگین مراحل خط پایه	۴	۷/۳۳	۸/۷۵	۵/۶
میانگین مراحل درمان	۸/۳۳	۱۴/۶۶	۱۵/۶۶	۱۴/۳۳
شاخص تغییر پایا (درمان)	۸/۳۳	۷/۸۷	۷/۸۷	۱۱/۸۶
درصد بهبودی پس از درمان	۱۰۸/۲۵	۱۰۹/۴۲	۹۵/۷۵	۱۵۵/۸۹
درصد بهبودی کلی پس از درمان	۱۱۷/۳۲			
پیگیری				
پیگیری یک ماهه	۱۲	۱۸	۱۹	۱۹
پیگیری دو ماهه	۱۱	۱۷	۱۹	۱۹
پیگیری سه ماهه	۱۱	۱۷	۱۹	۱۹
شاخص تغییر پایا (درمان)	۶/۵۵	۹/۴۴	۸/۸۲	۹/۸۰
درصد بهبودی پس از درمان	۱۷۵	۱۴۲/۸۵	۱۳۷/۵	۲۸۰
درصد بهبودی کلی پس از درمان	۱۸۳/۸۳			



نمودار ۳. روند تغییر نمره‌های در خرده مقیاس امنیت خود بودن زوج‌ها در مراحل خط پایه، مداخله و پیگیری سه ماهه

جدول ۴) نشان می‌دهد که مقدار شاخص تغییر پایا در زوج اول، دوم و سوم و چهارم در پایان درمان به ترتیب ۸/۳۳، ۷/۸۷، ۷/۸۷ و ۱۱/۸۶ به دست آمد که با توجه به سطح معناداری (۰/۰۵ >p) تمامی نمرات به بالاتر از z=۱,۹۶ رسیده است و بنابراین می‌توان گفت تغییرات هر چهار زوج دوم نظر آماری قابل قبول و نتیجهٔ تأثیرات درمانی است. همین طور مقدار شاخص تغییر پایا در زوج اول، دوم و سوم و چهارم در جلسهٔ پیگیری به ترتیب ۶/۵۵، ۹/۴۴، ۸/۸۲ و ۹/۸۰ به دست آمد که با توجه به سطح معناداری (۰/۰۵ >p) نمره‌ی هر چهار زوج به بالاتر از z=۱,۹۶ رسیده است. این میزان بهبودی در هر چهار زوج بیانگر موفقیت و تأثیرات درمانی می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت درمان صمیمیت از درون به برون در افزایش امنیت خود بودن زوج‌ها مؤثر بوده است.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف از پژوهش حاضر تعیین اثربخشی درمان صمیمیت از درون به برون (IFIO) در بهبود ارتباط ایمن، امنیت هیجانی و امنیت خود بودن زوج‌های شهرستان دزفول بود. در این پژوهش میزان ارتباط ایمن هر چهار زوج در پایان درمان افزایش یافت. نتایج پژوهش حاضر نشان داد که هیچ پژوهش مشابهی تاکنون در داخل و حتی خارج از کشور و در کار با زوجین انجام نشده است اما یافته‌های سایر متغیرها با نتایج تحقیقات هاگ، جانسن، کریستینسن، فریدریکسن، دالتون، دیرگرو و همکاران (۲۰۱۸)؛ کناپ و همکاران (۲۰۱۵)؛ اوکا و همکاران (۲۰۱۴)؛ باولک (۲۰۱۳)؛ هامیل (۲۰۱۰)؛ ترامبلی و سالیوان (۲۰۱۰)؛ سیدال و وامپلر (۲۰۱۳)؛ میکولینسر و شاوور (۲۰۰۷) همخوانی دارد. انجام ده‌ها سال پژوهش و بررسی نشان داده است که وجود یک شخص و ایجاد حس دلبستگی در بزرگسالی می‌تواند باعث بالا رفتن حس امنیت، راحتی و تأثیر مثبت شود (میکولینسر و شاور، ۲۰۰۷). پژوهش‌های به عمل آمده بر روی ارتباط ایمن زوجین نشان می‌دهند که رفتارهای نشان دهنده‌ی دسترسی، پاسخگویی و پذیرندگی با دلبستگی ایمن مرتبط است (ساندبرگ، بازبی، جانسون و یوشیدا، ۲۰۱۲). درمان صمیمیت از درون به برون با ایجاد صمیمیت از دست رفته و ایجاد لحظه پیوند و پذیرندگی باعث می‌شود که زوجین برای رفتن به برون و شناسایی زخم و جراحات احساس ایمنی کنند. و در نتیجه درمان می‌تواند بر روی زوجین تأثیر بگذارد و ارتباط ایمن را ایجاد کند. بنابراین با توجه به یافته‌های به دست آمده می‌توان به سؤال اول پژوهش این طور پاسخ داد که درمان صمیمیت از درون به برون (IFIO) در بهبود ارتباط ایمن زوجین مؤثر است. همچنین در پژوهش حاضر میزان امنیت هیجانی هر چهار زوج در پایان جلسهٔ پیگیری افزایش یافت. یافته‌های پژوهش حاضر با نتایج تحقیقات باقری، کیمیایی،

کارشکی (۱۳۹۹)؛ فتوت، قهاری و سالمی خامنه (۱۳۹۸)؛ جمعه‌پور و محمودی پور (۱۳۹۷)؛ سودانی، مومنی جاوید، مهرابی زاده هنرمند و خجسته مهر (۱۳۹۵)؛ هاگ، جانسن، کریستینسن، فریدریکسن، دالتون، دیرگرو و همکاران (۲۰۱۸)؛ کریزیکو و تامپسون (۲۰۱۵) همخوانی دارد. کریسیکو و تامسون (۲۰۱۵) دریافتند که در روابط بین فردی همسرها عدم پذیرش عاطفی زوجین توسط همسر (عدم ابراز احساس‌ها و نداشتن همدلی) و تقابل عاطفی منفی از عوامل مؤثر در نارضایتی زناشویی است. این درمان پیوندی امن را پرورش می‌دهد که تقویت کنندهٔ تعاملات باز، مراقبت از شریک و فهم تفاوت‌ها و نیز شباهت‌های همدیگر است. بنابراین، در طول درمان، زوجین شیوهٔ جدیدی را در اقرار (درد و دل کردن) به بخش‌های آسیب‌پذیر خود یاد می‌گیرند، چیزی که آن را تساهل ارتباطی می‌نامیم. وقتی که یک شریک با بخش‌های تبعیدی و آسیب‌های درونی خود تماس برقرار می‌کند، دیگری هم آن‌ها را به صورت درونی، احساس می‌کند. هر دو در یک زمان با آن‌ها تماس برقرار می‌کنند، این اقرار به آسیب (درد دل کردن خود)، به انکارها اجازه می‌دهد تا یک تجربهٔ متناقض و اصلاحی در درون و بیرون را تجربه کنند (اِکر، تیکیس و هالی، ۲۰۱۲). بنابراین با توجه به یافته‌های به دست آمده می‌توان به سؤال دوم پژوهش این طور پاسخ داد که درمان صمیمیت از درون به برون (IFIO) در بهبود امنیت هیجانی زوجین مؤثر است. میزان امنیت خود بودن هر چهار زوج نیز در پایان جلسهٔ پیگیری افزایش یافت. و این یافته‌ها با نتایج تحقیقات سودانی و همکاران (۱۳۹۵)؛ هربین-بلانک و همکاران (۲۰۱۶)؛ گالو (۱۹۹۹؛ به نقل از باولک، ۲۰۱۳)؛ میکولینسر و شاوور (۲۰۰۷) همخوانی دارد. رویکرد IFIO به زوجین در دستیابی به "خود" هر دوی آن‌ها کمک می‌کند، این منبع قدرتمند را به همراه مفاهیم بخش‌ها در یک محیط ارتباطی، به عنوان وسیله‌ای برای رشد و التیام افراد و زوجین توسعه می‌دهد. از آن جا که رابطهٔ بین بخش‌ها و "خود" باعث وضوح و شفافیت می‌شود، و تجارب ناگوار و آسیب‌زا را التیام می‌بخشد، گسترش این رابطه، هدف اصلی درمان سیستم خانواده درونی (IFS) و همچنین IFIO است. از طرفی وقتی که زوجین وارد درمان می‌شوند، در وضعیت قطع ارتباط، خشم و اندوه و از دست دادن صمیمیت به سر می‌برند و بازسازی رابطهٔ عاشقانه می‌تواند زخم‌های کهنه را التیام بخشد. امنیت درونی، که در IFIO دلبستگی با "خود" نامیده می‌شود، در بازگرداندن صلح و امنیت درونی و همچنین امنیت خود بودن مهم است (هربین-بلانک و همکاران، ۲۰۱۶). بنابراین با توجه به یافته‌های به دست آمده می‌توان به سؤال سوم پژوهش این طور پاسخ داد که درمان صمیمیت از درون به برون (IFIO) در بهبود امنیت خود بودن زوجین مؤثر است.

با توجه به این‌که درمان صمیمیت از درون به برون در ایران برای درمان مشکلات زوجی به کار نرفته بود، لذا عدم امکان مقایسهٔ نتایج حاصل از تحقیق حاضر با تحقیقات دیگر از جمله محدودیت‌های پژوهش حاضر بود. یکی از محدودیت‌های جلسهٔ حاضر این بود که به دلیل شیوع ویروس کرونا به زوجین استرس و فشار مضاعف وارد می‌کرد که علاوه بر مشکلات بین زوجین ترس از ابتلا و تفاوت زوجین در میزان رعایت دستورالعمل‌های بهداشتی هم به تنش بین زوجین دامن می‌زد و گاهی نتایج درمانی را خدشه دار می‌کرد. با این حال داده‌های این مطالعهٔ مقدماتی نشان می‌دهد که IFIO به طور بالقوه در افزایش ارتباط ایمن، امنیت هیجانی و امنیت خود بودن زوج‌ها مؤثر است. پیشنهاد می‌شود متخصصین و درمانگرانی که با خانواده‌ها و زوج‌ها در ایجاد صمیمیت و ارتباط ایمن و سازگار کار می‌کنند از درمان صمیمیت از درون به برون در رسیدن به اهداف درمانی خود استفاده کنند. همچنین پیشنهاد می‌شود که پژوهش‌های آینده کاربرد درمان صمیمیت از درون به برون را با توجه به تفاوت‌های جنسیتی بین زن و مرد به کار ببرند تا تأثیر آن به تفکیک روی زوجین مشخص شود. و پژوهش‌های آینده این درمان را بر روی سایر متغیرهای زوجی مثل رضایت زناشویی، کیفیت زناشویی و یا رضایت از همسر به کار برند. امید است که مطالعات آینده بر روی نتایج پژوهش حاضر با بررسی کاربرد IFIO در مشکلات زوج‌ها با استفاده از نمونه‌هایی بزرگ‌تر، با تنوع بیشتر و طرح‌های پژوهشی با کنترل بیشتر ایجاد شود.

موازین اخلاقی

در این پژوهش موازین اخلاقی شامل اخذ رضایت آگاهانه، تضمین حریم خصوصی و رازداری رعایت شده، و به شرکت کنندگان اطمینان داده شد که اطلاعات محرمانه می‌ماند و این امر نیز کاملاً رعایت گشت. همچنین قبل از اجرای پژوهش زوجین چند جلسهٔ خط پایه و یک جلسهٔ توجیهی داشتند که در این جلسات به آن‌ها اجازه داده شد در صورت عدم تمایل می‌توانند تحقیق را ترک کنند.

سپاسگزاری

محقق بر خود لازم می‌داند تا از زحمات کلیه‌ی عزیزانی که در انجام این مهم یاری‌گر بودند و همچنین زوج‌هایی که در این پژوهش شرکت کردند کمال تشکر و قدردانی را کند.

مشارکت نویسندگان

این مقاله برگرفته از رسالهٔ دکتری نویسندهٔ مسئول پژوهش است. و تمامی نویسندگان دیگر به ترتیب استاد راهنما و اساتید مشاور در اجرای این رساله بودند که همگی نقش راهنمایی و نظارت بر حسن انجام کار را داشتند.

تعارض منافع

بنابر اظهارات نویسندگان پژوهش این مقاله هیچ گونه پشتیبانی مالی نداشته است.

منابع

ایمانی، مهدی (۱۳۹۱). بررسی کارآیی رفتاردرمانی مبتنی بر پذیرش و زوج درمانی رفتاری یکپارچه نگر در کاهش آشفتگی زناشویی و علائم اختلال اضطراب فراگیر در زنان شهر ماهشهر. *پایان نامه‌ی دکترا. اهواز دانشگاه شهید چمران اهواز.*(پیوند).

Ainsworth, M. D. S., Blehar, M. C., Waters, E., & Wall, S. (1978). *Patterns of attachment: A psychological study of the strange situation.* Hillsdale, NJ: Erlbaum.(Link).

Arnold, E. & Boggs, K. (2015). Professional Communication Skills for Nurses. *Interpersonal Relationships.*7th Edition. 9780323328579. Saunders. 8th January. Page Count: 576. (Link).

Bowlby, J. (1969). Attachment and loss: Vol. 1. Attachment. New York, NY: *Basic Books*. (Link).

Bowlby, J. (1973). Attachment and loss: Vol. 2. Separation: Anxiety and anger. New York: *Basic Books*. (Link).

Cordova, J. V., Gee, C. B., & Warren, L. Z. (2005). Emotional skillfulness in marriage: Intimacy as a mediator of the relationship between emotional skillfulness and marital satisfaction. *Journal of Social and Clinical Psychology*, *24*(2), 218–235. (Link).

Feeney, J. A. (2002). Attachment, marital interaction, and relationship satisfaction: *A diary study*. *Personal Relationships*, 9(1), 39–55. doi:10.1111/1475-6811.00003. (Link).

Feeney, J. A. (2008). Adult romantic attachment: Development in the study of couple relationships. In J. Cassidy & P. R. Shaver (Eds.), Handbook of attachment: *Theory, research, and clinical applications* (pp. 456–481). New York, NY: The Guilford Press. (Link).

Hammill, C. (2010). The relationship of childhood maltreatment and adult style to functional recovery in chronic fatigue syndrome and fibromyalgia. *Dissertation Abstracts International Section B*, 70, 5820. (Link).

Herbine-Blank, T. Kerpelman, D. & Sweezy, M. (2016). *Intimacy From the Inside Out therapy. Courage and Compassion in Couple Therapy.* by Routledge 711 Third Avenue, New York, NY 10017. (Link).

Høeg,B. L., Johansen, C., Christensen, J., Frederiksen, K., Dalton, S. O., Dyregrov, A., ... & Bidstrup, P. E. (2018). Early parental loss and intimate relationships in adulthood: A nationwide study. *Developmental psychology*, 54(5), 963. (Link).

Johnson, S. M. (2004). The practice of emotionally focused couple therapy: Creating connection (2nd edn). New York: *Brunner-Routledge*. (Link).

Johnson, S. M. (2008). Hold me tight: Seven conversations for a lifetime of love. New York: *Little, Brown and Company*. (Link).

Johnson, S., & Greenman, P. (2013). Commentary: Of course it is all about attachment. *Journal of Marital and Family Therapy, 39, 421–423.* (Link).

Knapp, D. J., Sandberg, J. G., Novak, J., & Larson, J. H. (2015). The mediating role of attachment behaviors on the relationship between family-of-origin and couple communication: Implications for couples therapy. *Journal of Couple & Relationship Therapy:* Innovations in Clinical and Educational Interventions, 14(1), 17–38. (Link).

Koçyiğit Özyiğit, M. (2017). *The Meaning of Marriage According to University Students: A Phenomenological Study.* Educational Sciences: Theory & Practice: Vol. 17 No. 2. (Link).

Mcevoy, D. (2005). Attachment styles among violent and non-violent mentally ill and non-mentally ill jail inmates. *Dissertation Abstracts International Section B,* 65, 4839. (Link).

Mikulincer, M., & Shaver, P. R. (2007). *Attachment in adulthood*: Structure, dynamics, and change. New York: Guilford Press. (Link).

Oka, M., Sandberg, J. G., Bradford, A. B., & Brown, A. (2014). Insecure attachment behavior and partner violence: Incorporating couple perceptions of insecure attachment and relational aggression. *Journal of Marital and Family Therapy,* 40(4), 412–429. (Link).

Ponzetti, J. J., & Mutch, B. H. (2006). Marriage as a covenant: Tradition as a guide to marriage education in the pastoral context. *Pastoral Psychology, 54* (3), 215-230. (Link).

Reis, S., & Grenyer, B. (2004). Fear of intimacy of women: Relationship between attachment style and depressive symptoms. Psychopathology, 37, 299–303. (Link).

Rholes, W. S., Simpson, J. A., Campbell, L., & Grich, J. (2001). Adult attachment and the transition to parenthood. *Interpersonal Relations and Group Processes,* 81(3), 421–435. doi:10.1037//0022-3514.81.3.421. (Link).

Sandberg, J. G., Busby, D. M., Johnson, S. M., & Yoshida, K. (2012). *The brief accessibility, responsiveness, and engagement (BARE) scale:* A tool for measuring attachment behavior in couple relationships. Family Process, 51, 512–526. (Link).

Seedall, R. B., & Wampler, K. S. (2013). An attachment primer for couple therapists: Research and clinical implications. *Journal of Marital and Family Therapy*, 39, 427–440. doi:10.1111/jmft.12024. (Link).

Tremblay, I., & Sullivan, M. (2010). Attachment and pain outcomes in adolescents: The mediating role of pain catastrophizing and anxiety. *The Journal of Pain, 11, 160–171*. (Link).

Quarterly of Applied Psychology, Vol. 15, No. 2 (58), Summer 2021, 319-342

ISSN: 2008-4331- eISSN: 2645- 3541

10.29252/APSY.2021.222439.1074

Research Article

The Moderating Role of Type D Personality on The Relationship Between Biomarkers and The Severity of Coronary Artery Disease

M. Darvishi Lord[1], M. Besharat[2]*, A. Zahed Mehr[3] & H. Farahani[4]

1. Department of Health Psychology, University of Tehran, Tehran, Iran.
2. Department of Psychology, University of Tehran, Tehran, Iran. Email: besharat@ut.ac.ir
3. Shahid Rajaei Cardiovascular Intervention Center, Tehran, Iran.
4. Department of Psychology, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

Received:18 May 2021

Accepted: 18 June 2021

Abstract

Aim: The aim of this study was to investigate the psychometric properties (validity and reliability) of the student version of the Academic Motivation Scale. **Method:** This study was a psychometric correlation study. The sample consisted of 400 students of the Islamic Azad University, South Tehran Branch, who were selected by available sampling method and completed the student version of the Vallerand, Pelletier, Blais, and Briere (1992) Academic Motivation Scale. Data were analyzed using expolary factor analysis, confirmatory factor analysis, Cronbach's alpha and retest. **Results:** The results of exploratory factor analysis showed 23 items 7 intrinsic motivation factors (with the amount of variance explained 12.85), achievement (with the amount of variance explained 11.89), identified (with the amount of variance explained 10.44), amotivation (with an explained variance of 10.40), extroversion (with an explained variance of 10.19), stimulation (with an explained variance of 7.9), and knowledge (with an explained variance of 6.57). The results of confirmatory factor analysis confirmed the findings of exploratory factor analysis. Fit indices were obtained in both models of confirmatory factor analysis at the appropriate level of 0.001. The overall reliability coefficient of the scale was obtained by Cronbach's alpha (0.88) and retest method (0.86) for the desired level. **Conclusion:** The results of the study showed that the student version of the Academic Motivation Scale has good validity and reliability and can be used to measure academic motivation in students.

Key words: *Coronary Artery Disease, Biomarkers, Social Inhibition, Negative Affective, Type D Personality*

Citation: Darvishi Lord, M., Besharat, M., Zahed Mehr., A., & Farahani, H. (2021). The Moderating Role of Type D Personality on The Relationship Between Biomarkers and The Severity of Coronary Artery Disease. *Quarterly of Applied Psychology, 15(2):319-342.*

فصلنامهٔ علمی- پژوهشی روان‌شناسی کاربردی، دورهٔ ۱۵، شمارهٔ ۲ (۵۸)، تابستان ۱۴۰۰، ۳۴۲-۳۱۹
ISSN: 2008-4331- eISSN: 2645- 3541

مقاله پژوهشی

نقش تعدیل‌کننده شخصیت نوع D در رابطه بین نشانگرهای زیستی و شدت تنگی عروق کرونری

معصومه درویشی‌لرد[۱]، محمدعلی بشارت[۲*]، علی زاهدمهر[۳] و حجت‌اله فراهانی[۴]
۱. گروه روان‌شناسی سلامت، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
۲. گروه آموزشی روان‌شناسی، دانشگاه تهران، تهران، ایران. ایمیل: besharat@ut.ac.ir
۳. مرکز مداخلات قلب و عروق شهید رجایی، تهران، ایران.
۴. گروه روان‌شناسی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

دریافت مقاله: ۱۴۰۰/۰۲/۲۸
پذیرش مقاله: ۱۴۰۰/۰۳/۲۸

چکیده

هدف: بیماری کرونری قلب (CAD) یک بیماری التهابی و علت اصلی مرگ و میر در سراسر جهان است. پژوهش‌های اخیر در کنار عوامل زیستی، به نقش عوامل روانشناختی در بروز و شدت این بیماری توجه کرده‌اند. پژوهش حاضر با هدف بررسی نقش تعدیل‌کننده شخصیت نوع D (بازداری اجتماعی و عاطفه منفی) در رابطه بین نشانگرهای زیستی (تروپونین، نسبت نوتروفیل به لنفوسیت، تعداد گلبول‌های سفید) با شدت تنگی عروق کرونری انجام شده است. **روش:** در این پژوهش تعداد ۲۰۰ بیمار (۱۴۵ مرد، ۵۵ زن) مبتلا به تنگی عروق کرونری بستری در بیمارستان شهید رجایی تهران شرکت کردند که با روش نمونه‌گیری هدفمند انتخاب شدند. از شرکت‌کنندگان خواسته شد مقیاس شخصیت نوع D (DS14؛ دنولت، ۲۰۰۵) را تکمیل کنند. همچنین میزان نشانگرهای زیستی از طریق انجام آزمایش خون و تعداد رگ‌های درگیر از طریق انجام آنژیوگرافی بررسی شد. **یافته‌ها:** نتایج رگرسیون سلسله‌مراتبی نشان داد که در گام اول ۶۲ درصد از واریانس شدت تنگی عروق توسط شاخص‌های زیستی پیش‌بینی می‌شود و در گام دوم با وارد شدن متغیر شخصیت نوع D این پیش‌بینی به ۶۷ درصد رسید. همچنین در گام سوم با وارد شدن تعامل این متغیرها، پیش‌بینی با افزایش ۸ درصدی به ۷۵ درصد رسید. **نتیجه‌گیری:** بر اساس یافته‌های پژوهش، شخصیت نوع D رابطه بین نشانگرهای زیستی و شدت تنگی عروق کرونر را تحت تأثیر قرار می‌دهد و از این رو به‌عنوان عامل روانشناختی، در پیشگیری از بیماری‌های قلبی می‌تواند نقش مهمی داشته باشد.

کلید واژه‌ها: *تنگی عروق کرونری، شاخص زیستی، بازداری اجتماعی، عاطفه منفی، شخصیت نوع D*

استناد به این مقاله: درویشی‌لرد، معصومه.، بشارت، محمدعلی.، زاهدمهر، علی.، و فراهانی، حجت‌اله. (۱۴۰۰). نقش تعدیل‌کننده شخصیت نوع D در رابطه بین نشانگرهای زیستی و شدت تنگی عروق کرونری. *فصلنامهٔ علمی- پژوهشی روان‌شناسی کاربردی*، ۱۵ (۲ پیاپی ۵۸): ۳۴۲-۳۱۹.

مقدمه

بیماری قلبی عروقی[1] (CVD) علت اصلی مرگ و میر در سراسر جهان و شیوع آن در حال افزایش است. بیماری قلبی مسئول مرگ ۴۹٪ از زنان و ۴۰٪ از مردان به شمار می‌رود (وزنیوسکا، کپک، زافرانیک، کوزلا و همکاران، ۲۰۱۸). به گزارش مرکز کنترل و پیشگیری بیماری‌ها[2] (CDC) در سال ۲۰۲۰، گرفتگی عروق کرونری عمده‌ترین و پرهزینه‌ترین مسأله جهان است. هزینه خدمات درمانی سالانه CAD بیش از ۲۰۰ میلیارد دلار در امریکا تخمین زده شده است. این درحالی‌ست که این بیماری قابل پیشگیری است (بروان، گرهارد، کان، ۲۰۲۰). براساس گزارش انجمن قلب و عروق اروپا[3] (ESC) در سال ۲۰۱۹، مرگ و میر ناشی از بیماری‌های قلبی در کشورهای با درآمد متوسط به دلیل کمبود شدید منابع، بالاتر است (تیمیس، گال، فلادر، مانیاداکیس و وارداس، ۲۰۱۸). در اروپا بیماری قلبی مسئول بیش از ۴ میلیون مرگ (حدودا ۴۵٪ کل مرگ و میرها) سالانه است (گیرولامو، ناسلدر، باپ، برنام-هنسن و همکاران، ۲۰۲۰). در چین، بیماری ایسکمیک قلبی یکی از مهمترین دلایل مرگ و ناتوانی در سال ۲۰۱۷ در سطح ملی بود (ژو، ونگ، ژنگ، یین و همکاران، ۲۰۱۹)، بعلاوه شیوع بیماری قلبی در این کشور، هنوز در حال افزایش است و در حال حاضر یازده میلیون نفر به بیمار قلبی مبتلا هستند (کتاب سال آمار چین[4]، ۲۰۱۹). بیماری قلبی علت اصلی مرگ و میر در ایران است و ۴۶٪ کل مرگ و میرها را شامل می‌شود (صراف‌زادگان و محمدی فرد، ۲۰۱۹).

پژوهش‌های اپیدمیولوژیک نشان می‌دهد که عوامل خطرساز قابل تغییر مانند سیگار کشیدن، دیابت، چربی و فشار خون بالا، پیش‌بینی‌کننده بیماری قلبی- عروقی هستند (گزارش سالانه انجمن قلب امریکا، ۲۰۲۰). از آنجا که این عوامل ایجاد شده برای تمام بیماران مبتلا به بیماری قلبی رخ نداده است، نشانگرهای خطر جدید برای شناسایی بهتر بیمارانی که در معرض خطر هستند پیشنهاد شده است. تعیین اینکه نشانگرهای خطر به طور مستقل و کامل در پیش بینی خطر ابتلا به بیماری قلبی نقش دارند، به تعریف نقش آن‌ها در زنجیره علی حوادث قلبی- عروقی

---

1. Cardiovascular disease
2. Centers for Disease Control and Prevention
3. European Society of Cardiology
4. China Statistical Yearbook

و تأثیر آن‌ها در طراحی درمان‌های آینده، کمک می‌کند (شیمبو، چاپلین، کروسمن، هس و همکاران، ۲۰۰۵).

پیشرفت‌هایی که در شناسایی علل و پیامدهای انسداد عروق قلبی صورت گرفته است، تبدیل به محرکی برای استفاده وسیع از نشانگرهای زیستی[1] شده و نقش آن‌ها را در فرآیند درمان مشکلات ناشی از بیماری‌های قلبی پررنگ نموده است. نشانگر زیستی یک شاخص قابل سنجش از برخی حالات و شرایط زیستی است. شاخصی قابل اندازه‌گیری برای تشخیص وجود یک بیماری که گاهی شدت بیماری را نیز نشان می‌دهد. از میان نشانگرهای زیستی قلبی، تروپونین قلبی I شاخص جدید و امیدوارکننده‌ای برای پیش‌بینی وضعیت بیماران مبتلا به نشانگان کرونری حاد است.

تروپونین پروتئینی است که نقش مهمی در تنظیم انقباض ماهیچه‌های اسکلتی و قلبی بازی می‌کند. بیشتر تروپونین داخل عضلانی جزئی از شبکه‌ی انقباضی ماهیچه است. پس از آسیب سلول‌های ماهیچه قلبی، تروپونین به داخل گردش خون آزاد شده و در گردش خون محیطی اندازه‌گیری می‌شود. این مورد ممکن است در خون بیماران، ۳ تا ۶ ساعت پس از آغاز وقایع قلبی حاد تشخیص داده شده و به مدت ۴ تا ۱۰ روز باقی بماند. تروپونین نشانگری با حساسیت بالا برای آسیب قلبی است که به طور گسترده در بیمارانی بکار می‌رود که در آن‌ها تظاهر نشانگان کرونری حاد وجود دارد و می‌تواند به پیش آگهی عوامل خطر بیماری‌های قلبی آینده کمک کند. تروپونین I پروتئین تنظیم کننده میوفیبریل است که در بافت‌های دیگر به جز قلب یافت نمی-شود. نکته مهم آن است که تروپونین قلبی با آسیب خارج قلبی به ویژه آسیب اسکلتی عضلانی تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد و از این رو نشانگر قابل اعتماد و با حساسیت بالا است (ایزاکی، سلسارنکو، بوز، هیموویچ، روزنمن، ۲۰۱۱؛ نورینگ-اجسکو، مدسن، بتام، پدرسن و همکاران، ۲۰۱۹). پژوهش‌های مختلف نشان می‌دهد که مشکلات قلبی باعث افزایش تروپونین قلبی I می‌شود. بالا بودن تروپونین قلبی I پیش‌بینی‌کننده خطرات قلبی-عروقی (ژو، یه، لو، زیائو و همکاران، ۲۰۱۲) است و یک پیش‌آگهی برای خطر سکته قلبی محسوب می‌شود (کونتوس، شه،

[1]. biomarkers

فریتز، آندرسون و همکاران، ۲۰۰۴) و با افزایش نرخ مرگ و میر ناشی از بیماری قلبی ارتباط دارد (لو و لایتفود، ۲۰۲۰).

در دو دهه گذشته، تحقیقات وسیع نشان داده است که بیماری قلبی یک بیماری التهابی است. مطالعات همچنین نشان می‌دهند که درمان‌های ضدالتهابی می‌تواند در کاهش عوارض قلبی-عروقی برای بیماران با مشکلات قلبی، مؤثر باشد (ریدکر، برندن، اورت، تارن، جین و همکاران، ۲۰۱۷). اکپک و همکاران (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای نشان دادند که التهاب در مراحل مختلف آترواکلروزیس نقش اساسی ایفا می‌کند. مهاجرت شاخص‌های زیستی به منطقه انفارکتوس، باعث افزایش التهاب موضعی در هنگام انفارکتوس قلبی می‌شود.

یکی دیگر از نشانگرهای زیستی (بجز تروپونین) که در پاسخ التهابی بدن نقش دارند، تعداد و همچنین نسبت گلبول‌های سفید است که طبق پژوهش‌های مختلف در شدت بیماری‌های قلبی نقش دارند. میزان بالای شمارش گلبول‌های سفید خون در بیماران مبتلا به سندرم کرونری حاد با مرگ و میر بالاتر در ارتباط است (وینر، تایئورت، السایدو گریفیت و همکاران، ۲۰۰۸). مطالعات نشان می‌دهد افزایش نوتروفیل‌ها[1] و عدم افزایش لنفوسیت‌ها[2] در بیماران مبتلا به انفارکتوس میوکارد حاد مشهود است. شمارش نوتروفیل‌ها ارزش پیش آگهی برای سکته‌های قلبی دارد. نسبت بالاتر نوتروفیل به لنفوسیت پیش بینی مرگ و میر بالاتر است (مدجید و فاطمی، ۲۰۱۳). در مطالعه‌ای که در ژاپن انجام شده، نشان داده شد که بین نوتروفیل‌ها و شدت درگیری عروق کرونر ارتباط معنی‌داری وجود دارد (هوریشی و تسوکاسا، ۱۹۹۶). در مطالعه دارموس، بلن و کن (۲۰۱۸) که به منظور بررسی نسبت نوتروفیل به لنفوسیت (NLR)[3] در پیش بینی بروز حوادث قلبی-عروقی به دنبال جراحی‌های غیرقلبی انجام شده بود، مشاهده شد که NLR در بیماران دچار ایسکمی قلبی به دنبال جراحی غیرقلبی به صورت معناداری بیشتر از بیماران بدون ایسکمی بود. همچنین مشخص شد که NLR ارتباط مستقیم و معناداری با وسعت درگیری قلبی عروقی در بیماران مورد نظر دارد. در پایان نتیجه‌گیری شد که بروز حوادث قلبی عروقی و پیش‌بینی وسعت درگیری آن با اندازه‌گیری NLR قابل انجام است و روشی ارزان با دقت تشخیصی بالاست.

---

1. neutrophils
2. lymphocytes
3. neutrophil to lymphocyte ratio

در مطالعه تاهو، جدریک، پاجسکیک وکسیک (۲۰۱۹) که به منظور بررسی NLR در پیش‌بینی ایسکمی قلبی در بیماران مبتلا به سندرم کرونری حاد، انجام شده بود، تایید شد که NLR با بروز مشکلات قلبی ارتباط مستقیم و معناداری دارد و از طرفی، با عوامل دیگر التهابی و اختصاصی قلب نظیر تروپونین I نیز ارتباط مستقیمی دارد. همچنین مشخص شد که شدت درگیری قلبی با NLR ارتباط مستقیم و با لنفوسیت ارتباط معکوس دارد. پژوهش‌ها نشان می‌دهد نسبت بالای نوتروفیل به لنفوسیت پیش‌بینی کننده مستقلی برای مرگ و میر بیماران قلبی محسوب می‌شود. اکپک و همکاران (۲۰۱۲) عنوان کردند که اگر نسبت نوترفیل به لنفوسیت بیشتر از ۳,۳ باشد، علامت خطر برای مشکلات حاد و حتی مرگ و میر برای بیماران قلبی است. در یک مطالعه تامهان، آنیجا، مونتگومری، راجرز و همکاران (۲۰۰۸) نشان دادند که افزایش NLR با احتمال بالاتر مرگ و میر در بیمارستان ارتباط دارد. در مطالعه دیگر، افزایش NLR با ۹/۶ برابر مرگ و میر در مقایسه با سایر بیماران، همراه بود. بالاترین میزان NLR با سن بالاتر، فشار خون بالا، دیابت، و سابقه گرفتگی عروق کرونری همراه بود (اتملینگام، پتواردام، سابرامانیان، اهمد و همکاران، ۲۰۱۱).

در مورد تعداد گلبول‌های سفید نیز مطالعات متعدد نشان داده اند که افزایش گلبول های سفید با افزایش میزان مرگ و میر در بیماران با سندرم کرونری حاد (ساباتین، مارو، کنون، مورفی و همکاران، ۲۰۰۳) و سکته قلبی (مولر، نئومن، بروچاد، و باتنر، ۲۰۰۳) ارتباط دارد. افزایش تعداد گلبول‌های سفید در واقع پاسخ التهابی بدن است و همانطور که اشاره شد بیماری قلبی یک بیماری التهابی محسوب می‌شود.

بسیاری از پژوهش‌ها نقش عوامل خطر رفتاری و روانشناختی را در همه‌گیری‌شناسی و بیماری-زایی CVD در نظر گرفته اند (اودل، مسترس، اسپیمنس و میستو، ۲۰۱۱). در کنار عوامل خطرزای سنتی بیماری قلبی که ذکر شد، علاقه به شخصیت به عنوان عامل خطری در پیش‌آگهی طولانی مدت بیماران قلبی مطرح شده است (دنولت، ویس و بروتسیت، ۲۰۰۰).

از دهه ۱۹۵۰ نگرانی‌های مربوط به شناسایی مشخصات شخصیتی خاص و ارتباط آن‌ها با انواع خاصی از بیماریهای مزمن پزشکی وجود داشته است. از این رو، فریدمن و روزنمن نقطه عطفی در مورد نقش شخصیت در بیماری قلبی هستند. از ابتدای قرن بیست و یکم مفهوم شخصیت

نوع D توسط دنولت (۲۰۰۰) معرفی شد که ویژگی‌هایی را شناسایی کرد که افراد را در معرض افزایش خطر بیماری قلبی قرار می‌داد (انتسکو، کزما، تینت، انتسکو و همکاران، ۲۰۲۱). این سازه نتیجه بررسی سبک‌های مقابله‌ای مردانی با بیماری قلبی است. شخصیت نوع D یا "آشفته" با ترکیبی از دو سازه شخصیتی: عاطفه منفی[۱] (NA) و بازداری اجتماعی[۲] (SI)، مشخص می‌شود (پدرسن و دنولت،۲۰۰۶؛ دنولت، ۲۰۰۵). عاطفه منفی تمایل به تجربه هیجان‌های منفی به طور ثابت، از قبیل بی‌قراری و ملالت[۳]، بیم[۴]و تحریک پذیری[۵] در تمام زمان‌ها و موقعیت هاست، در حالی‌که بازداری اجتماعی، تمایل به بازداری بیان هیجان‌ها، سطوح بالای تجربه ناایمنی در موقعیت های اجتماعی و کنترل خودآشکارسازی[۶] به طور افراطی از ترس عدم رضایت[۷] دیگران است (دنولت و همکاران، ۲۰۰۰). مطالعات نشان می‌دهد که شخصیت نوع D با افزایش خطر وقایع مکرر قلبی و اختلالات روانی از جمله افسردگی، سوء مصرف الکل و ترس اجتماعی شناسایی می‌شود (دنولت، ترامپتر، کوپر، ۲۰۲۱).

شخصیت نوع D نسبتاً رایج است؛ برآوردها دامنه‌ای از ۲۱٪ در جمعیت عمومی تا ۲۸٪ در بیماران قلبی- عروقی و ۵۳٪ در افراد دارای فشار خون بالا را نشان می‌دهد (دنولت، ۲۰۰۵). نظریه پردازان شخصیت نوع D معتقدند که تأثیر هم افزایی NA بالا با SI بالا، سلامت کمتر و بویژه پیش‌آگهی قلبی ضعیف‌تر را پیش‌بینی می‌کنند (دنولت، پدرسن، رینتس و کنرادس، ۲۰۰۶). بررسی‌های نظامدار در میان بیماران قلبی- عروقی (دنولت، شیفر و اسپک،۲۰۱۰) بیماران غیر قلبی-عروقی (ملس و دنولت، ۲۰۱۰ الف) و افراد سالم (ملس و دنولت،۲۰۱۰ ب) نشان می‌دهد که شخصیت نوع D، پیش‌بینی کننده پایدار و قوی اختلال در کیفیت زندگی و سلامت روانی در افراد است. مطالعات قبلی مؤید این نکته است که نوع D، بیماری قلبی سخت را پیش‌بینی می‌کند و ممکن است با شاخص‌های روانشناختی و فیزیولوژیکی پیش‌آگهی بد در بیماران قلبی مرتبط باشد. برای مثال، بیماران نوع D با بیماری ایسکمی قلبی[۸] نمره بیشتری در فرسودگی حیاتی[۹]، قطع نظر از متغیرهای دیگر، دریافت می‌کنند (پدرسن و میدل، ۲۰۰۱).

---

1. negative affectivity
2. social inhibition
3. dysphoria
4. apprehension
5. irritability
6. self-expression
7. disapproval
8. Ischemic Heart
9. vital exhaustion

شخصیت نوع D دارای زمینه ژنتیکی قابل توجهی است که به ثبات طولانی مدت سازه در افراد بالغ کمک می‌کند. ساختار شخصیت نوع D در ۲۱٪ (دیو، ژنگ، ین، ژنگ و همکاران، ۲۰۱۶) تا ۵۲٪ (موریز، بلون، جزوسکا، ادمسکی، و همکاران، ۲۰۱۵) بیماران قلبی دیده می‌شود. در حالی که شیوع شخصیت نوع D در میان نمونه‌های غیربالینی کمتر گزارش می‌شود. به طور کلی شیوع این نوع شخصیت در جمعیت عمومی ۱۳٪ (کاندن، لپرت، اکسلوس، و اسلوند، ۲۰۱۳) تا ۱۹٪ (دنولت، ۲۰۰۵) گزارش شده است.

با توجه به رابطه شاخص‌های زیستی و شدت تنگی عروق کرونری که در پژوهش‌های مختلف به اثبات رسیده، و با نظر به اینکه متغیرهای روانشناختی مانند شخصیت، در بیماری قلبی مؤثر هستند، به این سؤال پژوهشی می‌رسیم که آیا این متغیرها می‌توانند در رابطه دو مؤلفه دیگر، نقش تعدیل‌کننده بازی کنند و این رابطه را تحت تأثیر قرار دهند؟

روش

این پژوهش یک پژوهش توصیفی از نوع طرح های همبستگی است. جامعه آماری پژوهش حاضر کلیه افراد مبتلا به بیماری قلبی- عروقی بودند که در طول سال‌های ۹۷-۹۸ با تشخیص تنگی بیش از ۵۰ درصد (طبق تشخیص دستگاه آنژیوگرافی و تایید متخصص قلب) عروق کرونر به بیمارستان شهید رجایی تهران مراجعه کردند. نمونه‌گیری به روش هدفمند انجام شد. بدین ترتیب از میان کلیه بیماران دچار تنگی عروق، افرادی که معیارهای ورود به مطالعه را داشتند و برای شرکت در پژوهش رضایتنامه کتبی امضا کردند، انتخاب شدند. معیارهای ورود عبارت بودند از: دامنه سنی ۱۸ تا ۸۰ سال (جهت مقایسه گروه‌های سنی مختلف)، ابتلا به بیماری قلبی از نوع گرفتگی عروق، نداشتن بیماری طبی جدی غیر از بیماری قلبی-عروقی، نداشتن اختلال عمده روانپزشکی، نداشتن مشکل یا ناتوانی جسمی جدی مثل نابینایی و وابستگی به دارو و موافقت بیمار برای ورود به مطالعه. معیارهای خروج عبارت بودند از تصمیم بیمار به قطع مشارکت و همکاری به هر دلیل و نقض هر یک از معیارهای ورود. باید خاطر نشان ساخت که این مطالعه به تایید کمیته اخلاق دانشگاه علوم پزشکی ایران رسیده است و تمام بیماران رضایتنامه آگاهانه جهت شرکت در پژوهش و جمع آوری نمونه را تکمیل نموده‌اند.

ابزار

مقیاس شخصیت نوع D (DS14): مقیاس شخصیت نوع D[1] (دنولت، ۱۹۹۸، ۲۰۰۵)، یک ابزار ۱۴ گویه ای است و شخصیت نوع D را بر حسب دو زیر مقیاس عاطفه ورزی منفی و بازداری اجتماعی در اندازه‌های ۵ درجه‌ای از ۰ (نادرست) تا ۴ (درست) می‌سنجد. نمرهٔ بالاتر در هر زیرمقیاس نشان دهندهٔ شدت بیشتر آن ویژگی شخصیتی است. نتایج مبتنی بر به کارگیری نظریه سؤال پاسخ (امونس، میجر و دنولت، ۲۰۰۷) نقطه برش با نمره ۱۰ و بیشتر در هر دو زیرمقیاس را برای تعیین شخصیت نوع D تایید کرده است. ویژگی‌های روانسنجی مقیاس شخصیت نوع D شامل همسانی درونی[2] ۰/۸۸ برای عاطفه ورزی منفی و ۰/۸۶ برای بازداری اجتماعی و پایایی بازآزمایی[3] سه ماهه ۰/۷۲ برای عاطفه ورزی منفی و ۰/۸۲ برای بازداری اجتماعی تایید شده است (دنولت، ۲۰۰۵). روایی همگرا[4] و تشخیصی (افتراقی)[5] و ساختار عاملی مقیاس شخصیت نوع D نیز تایید شده است (دنولت، ۲۰۰۵). در بررسی ویژگی‌های روانسنجی این مقیاس در نمونه‌هایی از مبتلایان به بیماری عروق کرونر قلب (CAD؛ n = ۴۶; بشارت و پورنگ، ۱۳۸۶؛ n= ۶۰; بشارت و شمسی پور، ۱۳۸۳) و جمعیت عمومی (n= ۳۴۲; بشارت، ۱۳۸۲)، ضرایب آلفای کرونباخ برای عاطفه ورزی منفی از ۰/۸۲ تا ۰/۸۹ و برای بازداری اجتماعی از ۰/۸۱ تا ۰/۸۷ در نمونه CAD محاسبه شد. ضرایب آلفای کرونباخ در نمونه عمومی برای عاطفه ورزی منفی از ۰/۸۵ تا ۰/۸۸ و برای بازداری اجتماعی از ۰/۸۳ تا ۰/۸۹ به دست آمد. این ضرایب همسانی درونی مقیاس شخصیت نوع D را در نمونه‌های ایرانی تایید می‌کنند (بشارت، ۱۳۸۲، ۱۳۸۶). ضرایب همبستگی بین نمره‌های تعدادی از شرکت کنندگان (۵۳ CAD، ۸۷ عمومی) در دو نوبت با فاصله چهار تا ده هفته برای عاطفه ورزی منفی از ۰/۶۸ تا ۰/۷۳ و برای بازداری اجتماعی از ۰/۷۴ تا ۰/۷۷ در نمونه CAD محاسبه شد. این ضرایب در نمونه عمومی برای عاطفه ورزی منفی از ۰/۷۲ تا ۰/۷۹ و برای بازداری اجتماعی از ۰/۷۶ تا ۰/۸۳ به دست آمد. این ضرایب که در سطح p< ۰/۰۰۱ معنادار بودند، پایایی بازآزمایی مقیاس شخصیت نوع

---

1. Type D Personality Scale (DS14)
2. internal consistency
3. test-retest reliability
4. convergent
5. discriminant

D را در نمونه‌های ایرانی تایید می‌کنند (بشارت، ۱۳۸۲، ۱۳۸۶). روایی همگرا و تشخیصی (افتراقی) مقیاس شخصیت نوع D از طریق اجرای همزمان مقیاس‌های نورزگرایی[۱] و برون گرایی[۲] پرسشنامه شخصیتی آیسنک[۳] (آیسنک و آیسنک، ۱۹۸۵)، مقیاس پنج عاملی نئو[۴] (NEO-FFI؛ کاستا و مک کرا، ۱۹۸۵)، و فهرست عواطف مثبت و منفی[۵] (PANAS؛ واتسون، کلارک و تلگن، ۱۹۸۸) در مورد نمونه‌های CAD و جمعیت عمومی محاسبه شد و مورد تایید قرار گرفت. ضرایب همبستگی عاطفه ورزی منفی و بازداری اجتماعی در نمونه CAD به ترتیب با نورزگرایی ۰/۵۷ و ۰/۵۵ و با برون گرایی ۰/۵۴- و ۰/۵۸- به دست آمد. ضرایب همبستگی عاطفه ورزی منفی و بازداری اجتماعی در نمونه عمومی به ترتیب با نورزگرایی ۰/۵۹ و ۰/۵۶ و با برون گرایی ۰/۵۵- و ۰/۵۷- محاسبه شد. ضرایب همبستگی عاطفه ورزی منفی و بازداری اجتماعی در دو گروه CAD و جمعیت عمومی به ترتیب با عاطفه مثبت ۰/۴۹- و ۰/۵۱- و با عاطفه منفی ۰/۵۵ و ۰/۵۶ به دست آمد. این ضرایب در سطح p< ۰/۰۰۱ معنادار بودند. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی[۶] و تاییدی[۷] نیز با تعیین دو عامل (عاطفه ورزی منفی و بازداری اجتماعی)، روایی سازهٔ مقیاس شخصیت نوع D را مورد تایید قرار داد (بشارت، ۱۳۸۲، ۱۳۸۶).

آزمایش خون: در این پژوهش از نتایج آزمایش خون افراد جهت دسترسی به میزان شاخص‌های زیستی (مقدار تروپونین، تعداد و نسبت گلبول‌های سفید) استفاده شده است. روش اندازه‌گیری تروپونین در این مطالعه به روش Elfa با دستگاه Vidas بوده است، واحد اندازه‌گیری تروپونین نانوگرم بر میلی لیتر است. بر اساس کیت استفاده شده دراین پژوهش در صورت وجود بیش از ۱ ng/ml تروپونین در خون بیمار، تست فوق مثبت بوده و تروپونین بیمار در محدوده غیر طبیعی گزارش شده است. میزان طبیعی گلبول‌های سفید از ۴۰۰۰ الی ۱۱۰۰۰ گلبول سفید در هر میکرولیتر خون است. مقدار کمتر از ۴۰۰۰ و بیشتر از ۱۱۰۰۰ نشانه عفونت و التهاب

---

[۱] . neuroticism
[۲] . extraversion
[۳] . Eysenck Personality Questionnaire
[۴] . NEO Five Factor Inventory (NEO-FFI)
[۵] . Positive and Negative Affect Schedule
[۶] . exploratory factor analysis
[۷] . confirmatory factor analysis

است. نسبت نوتروفیل به لنفوسیت اگر بیش تر از ۳/۳ باشد، غیرطبیعی و نشانه التهاب است (اکپک و همکاران، ۲۰۱۲).

آنژیوگرافی: آنژیوگرافی یا رگ‌نگاری، پرتونگاری از رگ‌های خونی، پس از پر کردن آن‌ها از ماده حاجب، برای مشاهده و معاینه دقیق آن‌ها است و یک روش تشخیصی مطمئن محسوب می‌شود. این فناوری به سادگی انجام می‌شود و برای بیمار عوارضی ندارد، به عنوان مثال نیازی به قرار گرفتن در معرض تشعشع نیست (زن، ۲۰۱۱). با استفاده از این دستگاه و به کمک تشخیص پزشک متخصص، میزان گرفتگی رگ و تعداد رگ‌های گرفته شده (۱، ۲، و یا ۳ رگ) مشخص می‌شود.

شیوهٔ اجرا

این پژوهش در مرکز مداخلات قلبی عروقی شهید رجایی انجام شده است. در ابتدا بیماران واجد شرایط، توسط پژوهشگر در رابطه با اهداف و نحوه انجام پژوهش آگاه می‌شدند و پس از تکمیل فرم رضایتنامه، پرسشنامه شخصیت نوع D تکمیل می‌شد، با توجه به مشکلات برخی بیماران به خصوص پس از جراحی، جهت حفظ شرایط یکسان، پژوهشگر سؤالات را خوانده و بیمار پاسخ می‌داد. جهت دسترسی به میزان نشانگرهای زیستی، نتایج نمونه خون همه بیماران شرکت‌کننده در پژوهش مورد بررسی قرار گرفت. برای تحلیل داده‌های پژوهش از روش رگرسیون چندگانه به شیوه سلسله مراتبی و نرم افزار Spss 21 استفاده شد.

یافته‌ها

شرکت‌کنندگان در این پژوهش بین ۴۰ تا ۷۱ سال سن داشتند. ۲۳/۵ درصد (۴۷ نفر) شرکت-کنندگان بین ۴۰ تا ۵۰ سال سن داشتند، و ۴۱ درصد (۸۲ نفر) شرکت‌کنندگان بین ۵۰ تا ۶۰ سال و ۳۵/۵ درصد (۷۱ نفر) آن‌ها از ۶۰ سال به بالا داشتند. فراوانی متاهلین ۱۷۶ نفر (۸۹ درصد)، فراوانی مجردها ۲ نفر (۱ درصد) و فراوانی افراد مطلقه ۲۰ نفر (۱۰ درصد) بوده است. حدود ۵۰ درصد (۱۰۰ نفر) از شرکت‌کنندگان تحصیلات سیکل داشتند. همچنین تحصیلات ۳۱ درصد (۶۲ نفر) از شرکت‌کنندگان دیپلم و ۱۶/۵ درصد (۳۳ نفر) شرکت‌کنندگان لیسانس بود و

۲/۵ درصد (۵ نفر) شرکت‌کنندگان نیز در مقاطع ارشد و دکتری داشتند. در این پژوهش میزان فراوانی مصرف سیگار در شرکت‌کنندگان لحاظ گردید و نتایج حاکی از آن بود که ۹۰/۵ درصد (۱۸۱ نفر) شرکت‌کنندگان سیگار نمی‌کشیدند و ۹/۵ درصد (۱۸ نفر) آن‌ها نیز سیگار می‌کشیدند.

همبستگی بین شدت تنگی عروق کرونری و شاخص‌های زیستی در

جدول گزارش شده است. همانطور که مشاهده می‌شود همبستگی بین شدت تنگی عروق با تعداد گلبول‌های سفید (P<۰/۰۱، ρ=۰/۷۲) با مقدار تروپونین (P<۰/۰۱، ρ=۰/۷۶) و با نسبت نوتروفیل به لنفوسیت (P<۰/۰۱، ρ=۰/۶۳) رابطه‌ی معنادار و مستقیمی دارد. و با متغیرهای تعدیل‌کننده شامل مؤلفه‌های شخصیت نوعِ D (عاطفه منفی) (P<۰/۰۱، ρ=۰/۵۰)، با متغیر بازداری اجتماعی (P<۰/۰۱، ρ=۰/۴۱) رابطه مستقیم و معنادار دارد. همچنین بین تعداد گلبول‌های سفید و متغیر عاطفه منفی (P<۰/۰۱، ρ=۰/۶۶)، و متغیر بازداری اجتماعی (P<۰/۰۱، ρ=۰/۶۹)، رابطه مستقیم و معنادار دارد. متغیر مقدار تروپونین با عاطفه منفی (P<۰/۰۱، ρ=۰/۴۷)، و با متغیر بازداری اجتماعی (P<۰/۰۱، ρ=۰/۵۰)، رابطه معنادار و مستقیم دارد. متغیر نسبت نوتروفیل به لنفوسیت با عاطفه منفی (P<۰/۰۱، ρ=۰/۴۲)، و با بازداری اجتماعی (P<۰/۰۱، ρ=۰/۴۴)، رابطه معنادار و مستقیم دارد. به عبارتی می‌توان گفت که مؤلفه-های شخصیت نوع D (عاطفه منفی، بازداری اجتماعی) با شاخص‌های زیستی و شدت تنگی عروق رابطه‌ی مستقیم دارند، یعنی با کاهش مؤلفه‌های شخصیت نوع D، شاخص‌های زیستی و شدت تنگی عروق نیز کاهش پیدا می‌کنند و بالعکس.

جدول ۱. نتایج همبستگی بین شدت تنگی عروق، شاخص‌های زیستی و شخصیتD

ردیف	متغیر	۱	۲	۳	۴	۵
۱	شدت تنگی عروق					
۲	تعداد گلبول‌های سفید	۰/۷۲**				
۳	مقدار تروپونین	۰/۷۶**	۰/۷۳**			
۴	نسبت نوتروفیل به لنفوسیت	۰/۶۳**	۰/۶۶**	۰/۶۵**		
۵	عاطفه منفی	۰/۵۰**	۰/۶۶**	۰/۴۷**	۰/۴۲**	
۶	بازداری اجتماعی	۰/۴۱**	۰/۶۹**	۰/۵۰**	۰/۴۴**	۰/۸۳**

** همبستگی در سطح ۰/۰۱ معنادار است.

سپس برای بررسی نقش تعدیل‌کنندگی متغیر شخصیت نوع D (عاطفه منفی، بازداری اجتماعی) در رابطه بین شاخص‌های زیستی با شدت تنگی عروق کرونری، از رگرسیون چندگانه سلسله مراتبی استفاده شد تا مشخص شود شاخص‌های زیستی افراد چند درصد از واریانس شدت تنگی عروق کرونری را با تعدیل‌کنندگی متغیر شخصیت نوع D (عاطفه منفی، بازداری اجتماعی) پیش‌بینی می‌کند. بدین منظور در ابتدا متغیرهای پیش‌بین (شاخص‌های زیستی) در گام اول وارد شد. در گام دوم متغیر شخصیت نوع D (عاطفه منفی، بازداری اجتماعی) به عنوان تعدیل‌کننده وارد مدل شد. در گام سوم تعامل بین متغیرهای پیش بین با متغیر تعدیل‌کننده وارد مدل شد و نتایج آن گزارش شد. تعامل بین متغیرهای پیش بین با متغیر تعدیل‌کننده با استفاده از ضریب متغیرهای پیش‌بین در متغیر تعدیل‌کننده (عاطفه منفی، بازداری اجتماعی) محاسبه گردید. نتایج رگرسیون چندگانه نشان داد که در گام اول ۶۲ درصد از واریانس شدت تنگی عروق توسط شاخص‌های زیستی پیش‌بینی می‌شود و در گام دوم با وارد شدن متغیر بازداری اجتماعی این پیش‌بینی ۵ درصد افزایش پیدا کرد و به ۶۷ درصد رسید. همچنین در گام سوم پیش‌بینی دوباره به مقدار ۸ درصد افزایش پیدا کرد و به ۷۵ درصد رسید. همچنین معناداری آزمون F در هر سه گام نتایج تحلیل رگرسیون را تایید کرد (جدول).

جدول ۲. نتایج تحلیل واریانس رگرسیون شاخص‌های زیستی بر روی شدت تنگی عروق با تعدیل‌کنندگی شخصیتD

گام		SS	df	MS	F	P	R	R^2	adj R^2	ΔR^2	Std.E
۱	رگرسیون	۷۱/۷۰	۳	۲۳/۹۰	۹۳/۹۹	۰/۰۰۱	۰/۷۹	۰/۶۳	۰/۶۲	۰/۶۲	۰/۵۰
	باقی مانده	۴۲/۲۱	۱۶۶	۰/۲۵							
	کل	۱۱۳/۹۱	۱۶۹								
۲	رگرسیون	۷۶/۹۹	۵	۱۵/۴۰	۶۸/۴۲	۰/۰۰۱	۰/۸۲	۰/۶۸	۰/۶۷	۰/۰۵	۰/۴۷
	باقی مانده	۳۶/۹۱	۱۶۴	۰/۲۳							
	کل	۱۱۳/۹۱	۱۶۹								

گام		SS	df	MS	F	P	R	R^2	adj R^2	ΔR^2	Std.E
۳	رگرسیون	۸۶/۸۹	۱۱	۷/۹۰	۴۶/۱۹	۰/۰۰۱	۰/۸۷	۰/۷۶	۰/۷۵	۰/۰۸	۰/۴۱
	باقی مانده	۲۷/۰۲	۱۵۸	۰/۱۷							
	کل	۱۱۳/۹۱	۱۶۹								

همچنین با توجه به ضرایب بتا برای شخصیت نوع D معلوم می‌شود که در گام اول تعداد گلبول‌های سفید و مقدار تروپونین معنادار هستند. بنابراین این دو مؤلفه می‌توانند پیش‌بین خوبی برای شدت تنگی عروق کرونری باشند. همچنین مثبت بودن ضریب بتا در مورد شاخص-های زیستی نشانگر این است که با افزایش آن‌ها، شدت تنگی عروق کرونری نیز افزایش پیدا می‌کند. در گام دوم با وارد شدن متغیر شخصیت نوع D به مدل نتایج حاکی از این است که متغیرهای تعداد گلبول‌های سفید، مقدار تروپونین و متغیر عاطفه منفی و متغیر بازداری اجتماعی معنادار است. در گام سوم با وارد شدن تعامل بین شاخص‌های زیستی و متغیر شخصیت نوع D نتایج نشان داد که مقدار تروپونین، متغیر عاطفه منفی، متغیر بازداری اجتماعی و تعامل تعداد گلبول‌های سفید با بازداری اجتماعی و تعامل مقدار تروپونین با بازداری اجتماعی معنادار شد. بدین معنی که بازداری اجتماعی، رابطه‌ی بین گلبول‌های سفید با شدت تنگی عروق کرونری، و رابطه ی بین مقدار تروپونین با شدت تنگی عروق کرونری را تعدیل می‌کند (جدول).

جدول ۳. نتایج ضرایب رگرسیون چندگانه شاخص‌های زیستی بر روی شدت تنگی عروق با تعدیل‌کنندگی شخصیت D

گام	پیش‌بین	b	Std.E	β	t	p
۱	ثابت	۰/۷۰	۰/۱۹		۳/۶۳	۰/۰۰۱
	تعداد گلبول‌های سفید	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۲۵	۳/۴۹	۰/۰۰۱
	مقدار تروپونین	۰/۰۱	۰/۰۰۱	۰/۵۱	۶/۹۶	۰/۰۰۱
	نسبت نوتروفیل به لنفوسیت	۰/۰۷	۰/۰۴	۰/۱۱	۱/۶۲	۰/۱۱
۲	ثابت	۰/۲۰	۰/۲۲		۰/۹۳	۰/۳۵
	تعداد گلبولهای سفید	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۳۳	۴/۱۴	۰/۰۰۱
	مقدار تروپونین	۰/۰۱	۰/۰۰۱	۰/۵۳	۷/۶۷	۰/۰۰۱

گام	پیش‌بین	b	Std.E	β	t	p
۳	نسبت نوتروفیل به لنفوسیت	۰/۰۶	۰/۰۴	۰/۰۹	۱/۵۲	۰/۱۳
	عاطفه منفی	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۲۹	۳/۵۳	۰/۰۰۱
	بازداری اجتماعی	-۰/۰۵	۰/۰۱	-۰/۴۱	-۴/۸۵	۰/۰۰۱
	ثابت	-۰/۵۹	۰/۸۹		-۰/۶۶	۰/۵۱
	تعداد گلبولهای سفید	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۶۷	۱/۶۵	۰/۱۰
	مقدار تروپونین	۰/۰۲	۰/۰۱	۱/۲۰	۲/۳۶	۰/۰۲
	نسبت نوتروفیل به لنفوسیت	-۰/۰۱	۰/۲۲	-۰/۰۲	-۰/۰۶	۰/۹۵
	عاطفه منفی	۰/۱۱	۰/۰۷	۰/۷۵	۱/۷۰	۰/۰۹
	بازداری اجتماعی	-۰/۰۸	۰/۰۵	-۰/۷۲	-۱/۷۷	۰/۰۸
	تعامل تعداد گلبول‌های سفید با عاطفه منفی	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	-۱/۶۸	-۱/۵۶	۰/۱۲
	تعامل مقدار تروپونین با عاطفه منفی	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۲۹	۰/۳۲	۰/۷۵
	تعامل نسبت نوتروفیل به لنفوسیت با عاطفه منفی	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۳۷	۰/۴۸	۰/۶۳
	تعامل تعداد گلبول‌های سفید با بازداری اجتماعی	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۱/۵۳	۲/۱۰	۰/۰۴
	تعامل مقدار تروپونین با بازداری اجتماعی	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	-۱/۱۸	-۲/۵۱	۰/۰۱
	تعامل نسبت نوتروفیل به لنفوسیت با بازداری اجتماعی	-۰/۰۱	۰/۰۱	-۰/۳۳	-۰/۶۶	۰/۵۱

بحث و نتیجه گیری

هدف از این پژوهش بررسی نقش تعدیل‌کننده شخصیت نوع D در رابطه بین شاخص‌های زیستی با شدت تنگی عروق کرونری است. ابتدا رابطه شاخص‌های زیستی (مقدار تروپونین، تعداد گلبول-های سفید و نسبت نوتروفیل به لنفوسیت) با شدت تنگی عروق کرونری بررسی شد.

بر اساس یافته‌های بدست آمده، رابطه معناداری بین افزایش تروپونین و شدت تنگی عروق کرونری وجود دارد و با توجه به شاخص بتا، تروپونین در مقایسه با شاخص‌های زیستی دیگر، اهمیت بیشتری در پیش‌بینی تنگی عروق دارد. کونتوس و همکاران (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای نشان دادند که تغییرات در سطوح تروپونین قلبی I یک پیش‌آگهی برای خطر سکته قلبی است. ایزاکی و همکاران (۲۰۱۱) با این نتیجه رسیدند که تروپونین قلبی با آسیب خارج قلبی به ویژه آسیب اسکلتی عضلانی تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد و از این رو نشانگر قابل اعتماد و با حساسیت بالا است. نورینگ- اجسکو و همکاران (۲۰۱۹) نتایج مشابهی با ایزاکی و همکاران (۲۰۱۱) بدست آوردند.

داده‌های این پژوهش نشان می‌دهد که تعداد گلبول‌های سفید در پیش‌بینی تنگی عروق کرونری نقش مهمی دارند. وینر و همکاران (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای به این نتیجه رسیدند که میزان بالای شمارش گلبول‌های سفید خون در بیماران مبتلا به سندرم کرونری حاد با مرگ و میر بالاتر ارتباط دارد، که با یافته‌های سوجیاما، کاناجی، هوشینو، یاماگوچی و همکاران (۲۰۲۰) همسو است. می‌دانیم که در هنگام بروز التهاب در بدن، نشانگرهای زیستی فعال می‌شوند. التهاب نقش اساسی در حوادث قلبی عروقی ایفا می‌کند و موجب پیشرفت آترواسکلروزیس می‌شود که ممکن است به سکته منجر شود. بعلاوه باعث اختلال در بازسازی بطن و نارسایی قلبی بیشتر می‌شود (ژاو، جیانگ، ژو، تیان و همکاران، ۲۰۱۹؛ کرستونو، هالی، هاردینگ و لارسن، ۲۰۲۰). تعداد گلبول‌های سفید، به عنوان نشآن‌های از التهاب، به تنهایی عامل مستقلی جهت پیش‌بینی وقایع قلبی-عروقی و مرگ و میر ناشی از آن مطرح شده است و می‌تواند به شناسایی افراد پرخطر که در حال حاضر با عوامل خطر سنتی قابل شناسایی نیستند، کمک کند. در این پژوهش نیز میزان شاخص بتا نشان می‌دهد که تعداد گلبول‌های سفید، پیش‌بین نسبتا خوبی در بیماری قلبی به شمار می‌رود.

طبق داده‌های بدست آمده در این پژوهش، نسبت نوتروفیل به لنفوسیت با شدت تنگی عروق کرونری رابطه معناداری ندارد که این می‌تواند به این دلیل باشد که زمانی‌که سهم اشتراکی متغیرهای پیش‌بینِ دیگر (تروپونین و تعداد گلبول‌های سفید) برداشته می‌شود، سهم کمی برای پیش بینی نسبت نوتروفیل به لنفوسیت باقی می‌ماند.

فرضیه دیگری که در این پژوهش مورد بررسی قرار گرفت، رابطه شخصیت نوع D و شدت تنگی عروق کرونری است که بر اساس یافته‌های پژوهش می‌توانیم بگوییم که عاطفه منفی به خوبی شدت تنگی عروق را پیش‌بینی می‌کند که در مقایسه با شاخص‌های زیستی مقدار کمتری را شامل می‌شود اما این تفاوت زیاد نیست. در پژوهش‌های قبلی (دنولت، ۲۰۰۵؛ دنولت و همکاران، ۲۰۱۰، دنولت و همکاران، ۲۰۲۱) نیز به رابطه شخصیت نوع D با شدت تنگی عروق کرونری پرداخته شده و در اکثر آن‌ها رابطه معناداری گزارش شده است. در مورد مکانیزم اثر شخصیت نوع D روی عروق کرونر، باید به این نکته اشاره کرد که عاطفه منفی باعث افزایش سطح کورتیزول می‌شود. بنابراین افرادی که احساسات منفی بیشتری تجربه می‌کنند، بیشتر در

معرض افزایش فشار خون و نارسایی قلبی قرار دارند. به عبارت دیگر هورمون‌های استرس مانند کورتیزول ممکن است در بیماران شخصیت نوع D به درستی تنظیم نشود. و میزان زیاد کورتیزول منجر به افزایش فشار خون و انسداد رگ‌های خونی شود. از طرف دیگر افراد شخصیت نوع D سیستم ایمنی فعال‌تر و با التهاب بیشتری دارند که به رگ‌های خونی آسیب می‌زند و باعث فروپاشی پلاک‌های آترواسکلروز می‌شود. پژوهش‌ها همچنین نشان می‌دهند که بازداری اجتماعی در پیش بینی حوادث ناگوار در بیماران دچار تنگی عروق، با عاطفه منفی تعامل دارد (دنولت، ۲۰۱۳).

بر اساس میزان شاخص بتا، عاطفه منفی در مقایسه با بازداری اجتماعی شدت تنگی عروق را بیشتر پیش‌بینی می‌کند. اما میزان تروپونین و تعداد گلبول‌های سفید همچنان پیش‌بین بهتری هستند. احتمالا ابزارهای متفاوتی که برای سنجش شاخص‌های زیستی و شخصیت نوع D بکار گرفته می‌شود یکی از دلایل این تفاوت باشد. اما اینکه یک متغیر روانشناختی مانند عاطفه منفی بتواند شدت تنگی عروق را پیش‌بینی کند نشانه تأثیر عوامل روانشناختی بر سلامت جسمی است. اهمیت این یافته در پیشگیری از بیماری قلبی بسیار مهم است.

در این پژوهش همچنین به نقش تعدیل‌کننده شخصیت نوع D در رابطه بین نشانگرهای زیستی با شدت تنگی عروق کرونری پرداخته شد. داده‌ها نشان داد که مؤلفه بازداری اجتماعی در رابطه بین نشانگرهای زیستی با شدت تنگی عروق کرونری نقش تعدیل‌کننده را ایفا می‌کند. بازداری اجتماعی سبب می‌شود که افراد روابط اجتماعی مناسبی با دیگران برقرار نکنند و در نتیجه حمایت اجتماعی کافی را دریافت نکرده و در زندگی فردی و اجتماعی خود دچار مشکلات متعدد شوند. روابط اجتماعی ایمن، فرصتی برای بروز و تجربه احساسات منفی فراهم می‌کند، ولی از آنجایی که این افراد در بستر این روابط قرار نمی‌گیرند و از بروز و تجربه این احساسات محروم می‌شوند، انباشت این احساسات منفی موجب افزایش استرس می‌شود. پیامد استرس مزمن آماده باش همیشگی سیستم ایمنی است و در نتیجه فرد بیشتر در معرض گرفتگی عروق کرونری قرار می‌گیرد.

همانطور که اشاره شد، افراد شخصیت نوع D سیستم ایمنی فعال‌تر و با التهاب بیشتری دارند و می‌دانیم که حضور التهاب به افزایش شاخص‌های زیستی منجر می‌شود. در واقع شخصیت نوع

D باعث افزایش میزان شاخص‌های زیستی و افزایش خطر بیماری قلبی می‌شود و در رابطه بین به این دو متغیر، می‌تواند تغییراتی ایجاد کند و این رابطه را تسهیل کند. این افراد همچنین پاسخ بیداری کورتیزول بالاتری دارند، که می‌تواند نشانه اختلال در محور فوقانی هیپوتالاموس-هیپوفیز- آدرنال باشد که در ایجاد پاتوژنز CAD نقش دارد (لئو، یین، تسنگ، وو و همکاران، ۲۰۱۹). همچنین افراد با شخصیت نوع D فشار خون و پاسخ قلبی اغراق آمیز در رابطه با هر رویداد استرس‌زا دارند که در نتیجه ممکن است خطر ابتلا به گرفتگی عروق کرونر را افزایش دهد. بعلاوه مشخص شده است که در افراد مبتلا به بیماری قلبی که شخصیت نوع D دارند عملکرد شناختی کاهش یافته، که این مستقل از افسردگی و اضطراب است. همچنین این افراد از روش‌های مقابله ناسازگار استفاده می‌کنند که آن‌ها را بیشتر در معرض اجتناب از روابط اجتماعی قرار می‌دهد.

یافته‌های پژوهش حاضر نشان می‌دهد که بازداری اجتماعی می‌تواند در رابطه بین نشانگرهای زیستی با شدت تنگی عروق کرونری نقش تعدیل‌کننده ایفا کند. این یافته تاکنون در هیچ پژوهشی مورد بررسی قرار نگرفته است و با توجه به اهمیت عوامل روانشناختی در بروز و شدت بیماری قلبی، باید به نقش این عوامل بیش از پیش توجه شود تا بتوان در حوزه پیشگیری و حتی درمان بیماری قلبی از این عوامل کمک گرفت تا هم پیامدهای سلامتی و هم پیامدهای اقتصادی آن در کشورها مورد استفاده قرار گیرد. دستاوردهای این پژوهش را می‌توان در دو سطح نظری و عملی خلاصه کرد: در سطح نظری، یافته‌های این پژوهش می‌تواند موجب افزایش دانش مربوط به عوامل مؤثر بر بروز و شدت بیماری قلبی شود و به گسترش تبیین‌های مربوط به بیماری قلبی کمک کند. همچنین یافته های این پژوهش، فرضیه‌ها و پرسش‌های جدیدی را مطرح می‌کند. چه متغیرهای روانشناختی دیگری می‌تواند در رابطه شاخص‌های زیستی با شدت تنگی عروق کرونری نقش تعدیل‌کننده داشته باشد؟ آیا رابطه بین شاخص‌های زیستی با دیگر بیماری‌های التهابی مزمن با توجه به نقش تعدیل‌کننده شخصیت نوع D تبیین‌پذیر است؟

در سطح عملی و به خصوص بالینی، این یافته‌ها در خدمت متخصصان سلامت عمومی، متخصصان بیماری‌های قلبی و روانشناسان سلامت قرار می‌گیرد. شناسایی عوامل روانشناختی

دخیل در بروز و شدت بیماری قلبی می‌تواند با پیشگیری به موقع، از مرگ و میر هزاران انسان و هزینه‌های تحمیل شده به فرد و جامعه جلوگیری کرد.

از جمله محدودیت‌های این پژوهش این است که تعداد نمونه از یک بیمارستان انتخاب شده‌اند و این طرح به صورت مقطعی انجام شده است. از سوی دیگر همبستگی بودن طرح، تبیین نتایج علت شناختی را با مشکل مواجه می‌کند. همچنین تعداد کم نمونه تعمیم نتایج و آزمون مدل پیشنهادی تعدیل‌کننده را با محدودیت مواجه می‌کند. بنابراین پیشنهاد می‌شود که در پژوهش-های بعدی، با انجام طرح طولی و تعداد نمونه بیشتر بتوان در زمینه نتایج علی و تعمیم گسترده‌تر اقدام کرد.

موازین اخلاقی

در این پژوهش موازین اخلاقی شامل اخذ رضایت آگاهانه، تضمین حریم خصوصی و رازداری رعایت شده است. همچنین شرکت کنندگان در خروج از پژوهش در هر زمان و میزان ارائه اطلاعات فردی مختار بودند.

تشکر و قدردانی

این پژوهش با همکاری مرکز مداخلات قلبی عروقی شهید رجایی انجام شده است. از مدیریت محترم بیمارستان، متخصصان بخش پژوهش و کلیه شرکت کنندگان که با صبر و شکیبایی ما را در انجام این پژوهش یاری نمودند، تشکر و قدردانی می‌شود. این مقاله برگرفته از رساله دکتری نویسنده اول در رشته روانشناسی سلامت دانشگاه تهران، با کد اخلاق IR.RHC.REC است.

تعارض منابع

بنا بر اظهار نویسندگان، این مقاله حامی مالی و تعرض منافع ندارد.

منابع

بشارت، محمدعلی (۱۳۸۲)، بررسی پایایی، روایی و تحلیل عاملی مقیاس شخصیت نوع D در نمونه‌ای از جمعیت عمومی. گزارش پژوهشی، دانشگاه تهران. {پیوند}

بشارت، محمدعلی.، و پورنگ، پریسا (۱۳۸۶)، بررسی ویژگی‌های روانسنجی مقیاس شخصیت نوع D در نمونه ای از مبتلایان به بیماری عروق کرونر قلب. گزارش پژوهشی، دانشگاه تهران. {پیوند}

A Report From the American Heart Association. Heart Disease and Stroke Statistics—2020 Update. Circulation. .[Link]

Brown, J. C., Gerhardt, T. E., & Kwon, E. (2020). Risk factors for coronary artery disease, in *StatPearls*. [Link]

China, N. B. O. S. *China Statistical Yearbook, 2019* (China Statistic Press, Beijing, 2019). [Link]

Conden, E., Leppert, J., Ekselius, L., & Åslund, C. (2013). Type D personality is a risk factor for psychosomatic symptoms and musculoskeletal pain among adolescents: a cross-sectional study of a large population-based cohort of Swedish adolescents. *BMC Pediatrics, 13(11)*, 1–9. [Link]

Denollet, J. (2005). DS14: Standard assessment of negative affectivity, social inhibition, and type D personality. *Psychosomatic Medicine*, 67(1): 89–97. [Link]

Denollet, J., Pedersen, S.S., Vrints, C.J., & Conraads, V. M. (2006). Usefulness of TypeD personality in predicting five-year cardiac events above andbeyondConcurrent symptoms of stress in patients with coronary heart disease.*American Journal of Cardiology*, 97: 970-973. [Link]

Denollet, J., Schiffer, A.A., & Spek, V. (2010). A general propensity to psychologicaldistress affects cardiovascular outcomes: evidence from research onthe type D (distressed) personality profile. *Circulation CardiovascularQuality and Outcomes*,3: 546-557. [Link]

Denollet, J., Trompetter, H. R., & Kupper, N. (2021). A review and conceptual model of the association of Type D Personality with suicide risk. *Journal of Psychiatric Research*, 138: 291–300. [Link]

Denollet, J., Vaes, J., & Brutsaert, D. L. (2000), Inadequate response to treatment in coronary heart disease: adverse effects of Type D personality and younger age on 5-year prognosis and quality of life. *Circulation*, 102: 630-635. [Link]

Denollet, J., Vaes, J., & Brutsaert, D. L. (2000). Inadequate response to treatment in coronary heart disease: adverse effecs of type-D personality and younger age on 5-year prognosis and qulity of life. *Circulation*, 102: 630-5. [Link]

Du, J., Zhang, D., Yin, Y., Zhang, X., Li, J., Liu, D., Pan, F., Chen, W. (2016). The personality and psychological stress predict major adverse cardiovascular events in patients with coronary heart disease after percutaneous coronary intervention for five years. *Medicine*, *95*(15): e3364. [Link]

Durmus, G., Belen, E., Can, M. M. (2018). Increased neutrophil to lymphocyte ratio predicts myocardial injury in patients undergoing non-cardiac surgery. *Heart Lung*. 47(3): 243-7. [Link]

Enatescu, V. R., Cozma, D., Tint, D., Enatescu, I., Simu, M., Giurgi-Oncu, C. Lazar, M. A., & Mornos, C. (2021). The Relationship Between Type D personality and the Complexity of Coronary Artery Disease. *Neuropsychiatric Disease and Treatment*. 17: 809-820. [Link]

Girolamo, C. D., Nusselder, W. J., Bopp, M., Bronnum-Hansen, H., Costa, G., Kovacs, K., Leinsalu, M., Martikainen, P., Pacelli, B., Valverde, J. R., & Mackenbach, J. P. (2020). Progress in reducing inequalities in cardiovascular disease mortality in europe. *Heart*, 106: 40-49 . [Link]

Heart Disease Statistics and Maps. Available at: https ://www.cdc.gov/heart disea se/stati stics maps.htm. Accessed 29 March 2020. [Link]

Hiroshi, K. & Tsukasa, M. (1996). Band neutrophil count and the presence and severity of coronary atherosclerosis. *Am Heart J*.132 (1): 9-12. [Link]

Izhaki, A., Slesarenko, Y., Boaz, M., Haimovich, Y., & Rozenman, Y. (2011) Cardiac troponin T: an important predictor of late death and myocardial infarction following hip fracture: an eight-year prospective observational cohort study. *Eur J Orthop Surg Traumatol*, 21(4): 243–249. [Link]

Kontos, C. M., Shah, P., Fritz, M. L., Anderson, P., Tatum, L. J., Ornato, P. J. & Jesse. L., R. (2004). Implication of Different Cardiac Troponin I Levels for Clinical Outcomes and Prognosis of Acute Chest Pain Patients. *Journal of the American College of Cardiology*, 43(6): 958-965. [Link]

Kristono, G. A., Holley, A. S., Harding, S. A., & Larsen, P. D. (2020). White blood cell subtypes as predictors of adverse cardiac events, Coronary Artery Disease.Vol 31. No 5. [Link]

Leu, H., Yin, W., Tseng, W., Wu, Y., Lin, T., Yeh, H., Chang, K., Wang, J., Wu, C., & Chen, J. (2019). Impact of type D personality on clinical outcomes in Asian patients with stable coronary artery disease. *Journal of the Formosan Medical Association*. 118: 721-729. [Link]

Lowe, M J., & Lightfood, N. J. (2020). The prognostic implication of perioperative cardiac enzyme elevation in patients with fractured neck of femur: A systematic review and meta-analysis, *Injury*, 51: 164–173. [Link]

Madjid, M. & Fatemi, O. (2013). Components of the Complete Blood Count as Risk Predictors for Coronary Heart Disease. *Texas Heart Institute Journal*. 40,1, 17-29. [Link]

Mols, F., & Denollet, J. (2010)a. Type D personality among noncardiovascular patientpopulations: a systematic review. *General Hospital Psychiatry*, 32: 66-72. [Link]

Mols, F., & Denollet, J. (2010)b. Type D personality in the general population: asystematic review of health status, mechanisms of disease, and workrelatedproblems. *Health and Quality of Life Outcomes*. 8, 9. [Link]

Moryś, J. M., Bellwon, J., Jeżewska, M., Adamczyk, K., & Gruchała, M. (2015). The evaluation of stress coping styles and type D personality in patients with coronary artery disease. *Kardiologia Polska, 73*(7): 557–566. [Link]

Mueller, C. Neumann, F., J. Perruchoud, A., P. Buettner, H., J. (2003). syndrome treated with very early revascularisation. *Heart*, 89(4): 389-92. [Link]

Norring-Agerskov, D., Madsen, C. M., Bathum, L., Pedersen, O. B., Lauritzen, J. B., & Jorgensen, N. R. (2019). History of cardiovascular disease and cardiovascular biomarkers are associalted with 30-day mortality in patients with hip fracture, [Link]

Núñez, J., Miñana, G., Bodí, V., Núñez, E., Sanchis, J., Husser, O., & Liacer, A. (2011). Low lymphocyte count and cardiovascular diseases. *Curr Med Chem*.18(21): 3226-33. [Link]

O'Dell, K. R., Masters, K. S., Spielmans, G. I., & Maisto, S. A. (2011), Does type-D personality predict outcomes among patients with cardiovascular disease? A meta-analytic review. *Journal of Psychosomatic Research*, 71: 199-206. [Link]

Pedersen, S. S., & Denollet, J. (2006). Is Type D personality here to stay?emerging evidence across cardiovascular-disease patient groups. *Current Cardiology Review*, 2: 205-213. [Link]

Ridker, P. M., Everett, M. B., Thuren, T., MacFadyen, G, J., Chang, W. H., Ballantyne, C., Fonseca, F., Nicolau, J., Koenig, W., Anker, S. D., Kastelin, J. Cornel, J. H. (2017). Antiinflammatory Therapy with Canakinumab for Atherosclerotic Disease. *N Engl J Med*, 377: 1119–1131. [Link]

Sabatine, M. S., Morrow, D. A., Cannon, C. P., Murphy, S. A., Demopoulos, L. A., DiBattiste, P. M., McCaba, C. H., Braunwald, E., & Gibson, C. M. (2003). Relationship between baseline white blood cell count and degree of coronary artery disease and mortality in patients with acute coronary syndromes: a TACTICS-TIMI 18 (Treat Angina with Aggrastat and determine Cost of Therapy with an Invasive or Conservative Strategy-Thrombolysis in Myocardial Infarction 18 trial) substudy. *J Am Coll Cardiol*. 40(10): 1761-1768. [Link]

Sarrafzadegan, N., & Mohammadifard, N. (2019). Cardiovascular Disease in Iran in the Last 40 Years: Prevalence, Mortality, Morbidity, Challenges and Strategies for Cardiovascular Prevention. *Arch Iran Med*. 22(4): 204-210. [Link]

Shimbo, D., Chaplin, W., Crossman, D., Hass, D., & Davidson, W. K. (2005). Role of Depression and Inflammation in Incident Coronary Heart Disease Events, doi:10.1016/j.amjcard.05.064. [Link]

Sugiyama, T., Kanaji, Y., Hoshino, M., Yamaguchi, M., Hada, M., Ohya, H., Sumino, Y., Hirano, H,m Kanno, Y., Horie, T., Misawa, T., Nogami, K., Ueno, H., Hamaya, R., Usui, E. (2020). Determinants of Pericoronary Adipose Tissue Attenuation on Computed Tomography Angiography in Coronary Artery Disease. Journal of the American Heart Association. 9, 15, doi/suppl/ 10.1161/JAHA.120.016202. [Link]

Tahto, E., Jadric, R., Pojskic, L., & Kicic, E. (2019). Neutrophil-tolymphocyte Ratio and Its Relation with Markers of Inflammation and Myocardial Necrosis in Patients with Acute Coronary Syndrome. *Med Arch*.71(5): 312-5. [Link]

Timmis, A., Gale, C. P., Flather, M., Maniadakis, N. & Vardas, P. (2018). Cardiovascular disease statistics from the European atlas: inequalities between high- and middle-income member countries of the ESC. *Eur. Heart J. Qual. Care Clin. Outcomes*, 4: 1–3. [Link]

Uthamalingam, S., Patvardhan, E. A., Subramanian, S., Ahmed, W., Martin, W., Daley, M., & Capodilupo, R. (2011). Utility of the neutrophil to lymphocyte ratio in predicting long-term outcomes in acute decompensated heart failure. *Am J Cardiol*, 107(3):433-8. [Link]

Wasniowska, A., Kopec, G., Szafraniec, K., Kozela, M., Sarnecka, A., Knap, K., Pajak, A., & Podolec, P. (2018). Knowledge of cardiovascular disease

(CVD) risk factors in population of Małopolska voivodeship in two independent cross-sectional studies. Przegl. *Epidemiol*, 72: 75–85. [Link]

Weiner, D., E, Tighiouart, H, Elsayed, E.,F, Griffith, J., L. Salem, D., N. Levey, A., S. & Sarnak, M. J. (2008). Inflammation and cardiovascular events in individuals with and without chronic kidney disease. *Kidney Int*, 73(12):1406-1412. [Link]

World Health Organization. (2018). The top 10 causes of death. Retrieved https://www. who.int/news-room/fact-sheets/detail/the-top-10-causes ofdeath#targetText¼Ischaemic%20heart%20disease%20and%20stroke,in %20the%20last% 2015%20years. [Link]

Xu, R., Ye, P., Luo, L., Sheng, L., Wu, H. Xiao, W., Zheng, J., Wang, F., & Xiao, T. (2012). Association between high-sensivity cardiac troponin and predicted cardiovascular risks in a community-based population. *Int J Cardiol*. 149 (2): 253-256. [Link]

Zenn, M. R. (2011). Fluorescent Angiography. *Clinics in Plastic Sutgery*, 38: 293-300. [Link]

Zhou, M., Wang, H., Zeng, X., Yin, P., Zhu, J., Chen, W., Li, X., Wang, L., Wang, L., Liu, Y., Liu, J., Zhang, M., Qi, J., Yu, S., Afshin, A., Cakidou, E., Glenn, S., Krish, V. S. (2019). Mortality, morbidity, and risk factors in China and its provinces, 1990–2017: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2017. *The Lancet.* 394: 1145–1158. [Link]

Contents Titles

• The Effect of Perceived Parental Relationships, Teacher-Student Relationship and Personal Best Goals on Academic Buoyancy
E. Hejazi1 & F. Abbasi 179-205

• Self-concept and Regulation of Interpersonal Distance in Close Relationships: A Study with Comfortable Interpersonal Distance Test
M. Abdevali1 & A. Zabihzadeh 207-225

• Construction, Validation and Reliability of Oppositional Defiant and Conduct Disorder Questionnaire for Boys in Elementary School in Tabriz based on DSM-5*
A. Motamedin, D. Hosseininasab & M. Alivandie Vafa ……... 227-248

• The Effectiveness of Emotional Self-Control Training on Managing Interpersonal Conflicts and Problem-Solving Strategies Among Women with Marital Problems
F.Shirmohammadi, T. Elahi & L. Ebrahimi …….....…..249-271

• Investigating the Psychometric Properties of the Covid-19 Traumatic Stress Scale (CTSS) in Iranian Society
Sh. Pasha, S. Nasri & M. Molaei Yasavoli …….....…..273-295

• Evaluation of the Effectiveness of Intimacy From the Inside Out Relationship.Therapy (IFIO) in Improving a Couple's Secure
N. Heydarianfar, Kh. Aslani, Gh. Rajabi & A. Amanelahi …..……..… 297-317

• The Moderating Role of Type D Personality on The Relationship Between Biomarkers and The Severity of Coronary Artery Disease
M. Darvishi Lord, M. Besharat, A. Zahed Mehr & H. Farahani …...… 319-342