این نشریه طبق نامه شماره ۹۸۴۳۱ مورخ ۱۴۰۴/۰۸/۲۰ وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی مجوز انتشار گرفت.

شاپای الکترونیکی:

آموزش برای همه، همه وقت و همه جا

قیمت: ۵۰۰۰۰ ریال
شمارگان: ۲۵ نسخه

نقل مطالب مندرج در فصلنامه با ذکر مأخذ آزاد است.
مسئولیت صحت مطالب و مقالات به عهده نویسندگان است.

فصلنامه

آموزش و کاوش در یادگیری، رفتار و شناخت

سال اول / شماره اول /زمستان ۱۴۰۴

صاحب امتیاز
دانشگاه پیام نور
مدیر مسئول
اکبر جدیدی محمدابادی
سردبیر
محمد اورکی
دبیر تخصصی
اکبر جدیدی محمدآبادی

اعضای هیئت تحریریه به ترتیب حروف الفبا

ویراستار انگلیسی
محمد احمدی ده قطب الدینی
ویراستار فارسی
اکبر جدیدی محمدآبادی
کارشناس هماهنگی، صفحه‌آرایی
اکبر جدیدی محمدآبادی

کرمان، میدان پژوهش، ستاد دانشگاه پیام نور استان کرمان،
کد پستی: ۷۶۱۶۹۱۳۶۹۷
تلفن دفتر مجله: ۶-۳۲۷۳۵۵۷۱ (۰۳۴) داخلی: ۸۴۱۹
http://ns.journals.pnu.ac.ir

منشور اخلاقی نشریات علمی پژوهشی دانشگاه پیام نور

این منشور تعهدنامه‌ای است که برخی حدود اخلاقی و مسئولیت‌های مربوط به انجام فعالیت‌های علمی پژوهشی و چاپ آنها در نشریات را ترسیم می‌کند تا از بروز تخلفات پژوهشی آگاهانه یا ناآگاهانه توسط نویسندگان مقالات پیشگیری نماید.

این منشور برگرفته از **«منشور و موازین اخلاق پژوهش»** مصوب معاونت پژوهش و فناوری وزارت علوم، تحقیقات و فناوری ایران، موازین انتشاراتی پذیرفته شده بین‌المللی و تجربیات موجود در حوزه نشریات علمی پژوهشی است.

۱. مقدمه

نویسندگان، داوران، اعضای هیئت تحریریه و سردبیران نشریات موظف هستند تمام اصول اخلاق پژوهشی و مسئولیت‌های مرتبط در زمینه چاپ را دانسته و به آن متعهد باشند. ارسال مقاله توسط نویسندگان، داوری مقالات و تصمیم‌گیری در مورد قبول یا رد مقاله توسط اعضای هیئت تحریریه و سردبیر به‌منزله دانستن و تبعیت از این حقوق می‌باشد و در صورت احراز عدم پایبندی هر یک از این افراد به این اصول و مسئولیت‌ها، نشریات هرگونه اقدام قانونی را حق خود می‌دانند.

۲. وظایف و تعهدات نویسندگان (Authors' Responsibilities)

مقالات ارسالی باید در زمینه تخصصی مجله بوده و به‌صورت علمی و منسجم، مطابق استاندارد مجله آماده شده باشد.

مقالات ارائه شده بایستی پژوهش اصیل (Original Research) نویسنده / نویسندگان مقاله باشد. دقت در پژوهش، گزارش صحیح داده‌ها و ذکر منابع دربردارنده تحقیقات سایر افراد، در مقاله الزامی است.

نویسنده / نویسندگان مسئول صحت و دقت محتوای مقالات خود هستند.

نکته ۱. چاپ مقاله به معنی تایید مطالب آن توسط مجله نیست.

نویسندگان حق «ارسال مجدد (Duplicate Submission)» یک مقاله را ندارند. به‌عبارت دیگر، مقاله یا بخشی از آن نباید در هیچ مجله دیگری در داخل یا خارج از کشور چاپ شده یا در جریان داوری و چاپ باشد.

نویسندگان مجاز به «انتشار هم‌پوشان (Overlapping Publication)» نیستند. منظور از انتشار هم‌پوشان، چاپ داده‌ها و یافته‌های مقالات پیشین خود با کمی تغییر در مقاله‌ای به‌عنوان جدید است.

نویسنده / نویسندگان موظف‌اند در صورت نیاز به استفاده از مطالب دیگران، آنها را با ارجاع‌دهی دقیق (Citation) و در صورت نیاز پس از کسب اجازه کتبی و صریح، از منابع مورد نیاز استفاده نمایند. هنگامی که عین نوشته‌های پژوهشگر دیگری مورد استفاده قرار می‌گیرد، باید از روش‌ها و علائم نقل قول مستقیم، نظیر گذاشتن آن داخل گیومه («»)، استفاده شود.

نویسنده مسئول مقاله می‌بایست نسبت به وجود نام و اطلاعات تمام نویسندگان (پس از اخذ تایید از نامبردگان) و نبودن نامی غیر از پژوهشگران درگیر در انجام پژوهش و تهیه مقاله اطمینان حاصل کند.

نکته ۲. از درج عبارت «مؤلف افتخاری (Gift Authorship)» حذف «مؤلف واقعی (Ghost Authorship)» خودداری شود.

نویسنده مسئول مقاله موظف است از اینکه همه نویسندگان مقاله، آن را مطالعه و نسبت به ارائه آن و جایگاه خود در مقاله به توافق رسیده‌اند، اطمینان حاصل کند.

ارسال مقاله به‌منزله آن است که نویسندگان رضایت کلیه پشتیبان‌های مالی یا مکانی مقاله را جلب کرده و تمامی پشتیبان‌های مالی یا مکانی مقاله را معرفی نموده‌اند.

نویسنده / نویسندگان موظف‌اند به‌هنگام وجود هر گونه خطا و بی‌دقتی در مقاله خود، متولیان نشریه را در جریان آن قرار داده، نسبت به اصلاح آن اقدام و یا مقاله را بازپس گیرند.

نویسنده / نویسندگان ملزم به حفظ نمونه‌ها و اطلاعات خام مورد استفاده در تهیه مقاله، تا یک سال پس از چاپ آن در نشریه مربوط، جهت پاسخ‌گویی به انتقادات و سؤالات احتمالی خوانندگان نشریه هستند.

۳. رفتار غیراخلاقی انتشاراتی و پژوهشی

نویسنده / نویسندگان موظف به احتراز از «رفتار غیراخلاقی انتشاراتی و پژوهشی (Research and Publication Misconduct)» هستند. اگر در هر یک از مراحل ارسال، داوری، ویرایش، یا چاپ مقاله در نشریات یا پس از آن، وقوع یکی از موارد ذیل محرز گردد، رفتار غیراخلاقی انتشاراتی و پژوهشی محسوب شده و نشریه حق برخورد قانونی با آن را دارد.

جعل داده‌ها (Fabrication): عبارت است از گزارش مطالب غیر واقعی و ارائه داده‌ها یا نتیجه‌های ساختگی به‌عنوان نتایج آزمایشگاهی، مطالعات تجربی وایافته‌های شخصی. ثبت غیرواقعی آنچه روی نداده است یا جا به جایی نتایج مطالعات مختلف، نمونه‌هایی از این تخلف است.

تحریف داده‌ها (Falsification): تحریف داده‌ها به معنای دست‌کاری مواد، ابزار و فرایند پژوهشی یا تغییر و حذف داده‌هاست به نحوی که سبب می‌گردد تا نتایج پژوهش با نتایج واقعی تفاوت داشته باشند.

سرقت علمی (Plagiarism): سرقت علمی به استفاده غیر عمدی، دانسته و یا بی‌ملاحظه از کلمات، ایده‌ها، عبارات، ادعا و یا استنادات دیگران بدون قدردانی و توضیح و استناد مناسب به اثر، صاحب اثر یا سخنران ایده گفته می‌شود.

اجاره علمی: منظور آن است که نویسنده / نویسندگان، فرد دیگری را برای انجام پژوهش به کار گیرد و پس از پایان پژوهش، با دخل و تصرف اندکی آن را به نام خود به چاپ رساند.

انتساب غیرواقعی: منظور انتساب غیرواقعی نویسنده / نویسندگان به مؤسسه، مرکز یا گروه آموزشی یا پژوهشی است که نقشی در اصل پژوهش مربوطه نداشته‌اند.

٤. وظایف داوران (Reviewers' Responsibility)

داوران در بررسی مقالات، می‌بایست نکات ذیل را در نظر داشته باشند: بررسی کیفی، محتوایی و علمی مقالات به‌منظور بهبود، ارتقای کیفی و محتوایی مقالات.

اطلاع‌رسانی به سردبیر نشریه مبنی بر پذیرفتن یا نپذیرفتن داوری (به لحاظ مرتبط نبودن حوزه موضوعی مقاله با تخصص داور) و معرفی داور جایگزین در صورت پذیرفتن داوری.

ضرورت در نپذیرفتن مقالاتی که منافع اشخاص، مؤسسات و شرکت‌های خاص به‌وسیله آن حاصل و یا روابط شخصی در آن مشاهده می‌شود و همچنین مقالاتی که در انجام، تجزیه و تحلیل یا نوشتن آن مشارکت داشته است.

داوری مقالات بایستی بر اساس مستندات علمی و استدلال کافی انجام شده و از اعمال نظر سلیقه‌ای، شخصی، صنفی، نژادی، مذهبی و غیره در داوری مقالات خودداری گردد.

ارزیابی دقیق مقاله و اعلام نقاط قوت و ضعف مقاله به‌صورتی سازنده، صریح و آموزشی.

مسئولیت‌پذیری، پاسخ‌گویی، وقت‌شناسی، علاقه‌مندی و پایبندی به اخلاق حرفه‌ای و رعایت حقوق دیگران.

عدم اصلاح و بازنویسی مقاله بر اساس سلیقه شخصی.

حصول اطمینان از ارجاع‌دهی کامل مقاله به کلیه تحقیقات، موضوعات و نقل قول‌هایی که در مقاله استفاده شده است و همچنین یادآوری موارد ارجاع نشده در تحقیقات چاپ شده مرتبط.

احتراز از بازگویی اطلاعات و جزئیات موجود در مقالات برای دیگران.

داور حق ندارد قبل از انتشار مقاله، از داده‌ها یا مفاهیم جدید آن به نفع یا علیه پژوهش‌های خود یا دیگران یا برای انتقاد یا بی‌اعتبارسازی نویسندگان استفاده کند. همچنین پس از انتشار مقاله، داور حق انتشار جزئیات را فراتر از آنچه توسط مجله چاپ شده است، ندارد.

داور حق ندارد بجز با مجوز سردبیر مجله، داوری یک مقاله را به فرد دیگری از جمله همکاران هیئت علمی یا دانشجویان تحصیلات تکمیلی خود بسپارد. نام هر کسی که در داوری مقاله کمک نموده باید در گزارش داوری به سردبیر ذکر و در مدارک مجله ثبت گردد.

داور اجازه تماس مستقیم با نویسندگان در رابطه با مقالات در حال داوری را ندارد. هرگونه تماس با نویسندگان مقالات فقط از طریق دفتر مجله انجام خواهد گرفت.

تلاش برای ارائه گزارش «رفتار غیراخلاقی انتشاراتی و پژوهشی» و ارسال مستندات مربوطه به سردبیر نشریه.

۵. وظایف سردبیر و اعضای هیئت تحریریه (Editorial Board Responsibilities)

سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله باید حفظ نشریه و ارتقای کیفیت آن را هدف اصلی خود قرار دهند.

سردبیر و اعضای هیئت تحریریه باید در جهت معرفی هرچه بیش‌تر نشریه در جوامع دانشگاهی و بین‌المللی بکوشند و چاپ مقالات از دانشگاه‌های دیگر و مجامع بین‌المللی را در اولویت کار خود قرار دهند.

سردبیر و اعضای هیئت تحریریه نباید در چاپ مقالات خود دچار حس سهم‌خواهی و افراط شوند.

اختیار و مسئولیت انتخاب داوران و قبول یا رد یک مقاله پس از کسب نظر داوران بر عهده سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله است.

سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله بایستی از نظر حرفه‌ای صاحب نظر، متخصص و دارای انتشارات متعدد و همچنین دارای روحیه مسئولیت‌پذیری، پاسخ‌گویی، حقیقت‌جویی، انصاف و بی‌طرفی، پایبندی به اخلاق حرفه‌ای و رعایت حقوق دیگران باشند و به‌صورت جدی و مسئولانه در راستای نیل به اهداف مجله و بهبود مداوم آن مشارکت نمایند.

از سردبیر و اعضای هیئت تحریریه انتظار می‌رود که یک بانک اطلاعاتی از داوران مناسب برای مجله تهیه و به‌طور مرتب بر اساس عملکرد داوران آن را به روز نمایند.

سردبیر و اعضای هیئت تحریریه بایستی در انتخاب داوران شایسته با توجه به زمینه تخصصی، سرآمدی، تجربه علمی و کاری و التزام اخلاقی اهتمام ورزند.

سردبیر مجله باید از داوری‌های عمیق و مستدل استقبال، از داوری‌های سطحی و ضعیف جلوگیری و با داوری‌های مغرضانه، بی‌اساس یا تحقیرآمیز برخوردکند.

سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله باید نسبت به ثبت و آرشیو اسناد داوری مقالات به‌عنوان اسناد علمی و محرمانه نگاه داشتن اسامی داوران هر مقاله اقدام لازم را انجام دهند.

سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله موظف به اعلام سریع نتیجه تصمیم‌گیری نهایی در مورد پذیرش یا رد مقاله به نویسنده مسئول هستند.

سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله باید کلیه اطلاعات موجود در مقالات را محرمانه تلقی نموده و از در اختیار دیگران قرار دادن و بحث درباره جزئیات آن با دیگران احتراز نمایند.

سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله موظف‌اند از بروز تضاد منافع (Conflict of interests) در روند داوری، با توجه به هرگونه ارتباط شخصی، تجاری، دانشگاهی و مالی که ممکن است به‌طور بالقوه بر پذیرش و نشر مقالات ارائه شده تأثیر بگذارد، جلوگیری کنند.

سردبیر مجله موظف است آثار متهم به عدول از اخلاق انتشاراتی و پژوهشی که از سوی داوران یا به هر نحو دیگر گزارش می‌شود را با دقت و جدیت بررسی نموده و در صورت نیاز در این خصوص اقدام نماید.

سردبیر مجله موظف است نسبت به حذف سریع مقالات چاپ شده‌ای که مشخص شود در آنها «رفتار غیر اخلاقی انتشاراتی و پژوهشی» رخ داده است و اطلاع‌رسانی شفاف به خوانندگان و مراجع نمایه نمایی مربوطه اقدام نماید.

سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله موظف‌اند نسبت به بررسی و چاپ سریع اصلاحیه و اطلاع‌رسانی شفاف به خوانندگان، برای مقالات چاپ شده‌ای که در آنها خطاهایی یافت شده است، اقدام نمایند.

سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله باید به‌طور مستمر نظرهای نویسندگان، خوانندگان و داوران مجله در مورد بهبود سیاست‌های انتشاراتی و کیفیت شکلی و محتوایی مجله را جویا شوند.

منابع

۱. منشور و موازین اخلاق پژوهش مصوب معاونت پژوهش و فناوری وزارت علوم، تحقیقات و فناوری.

2. Committee on Publication Ethics, COPE Code of Conduct, www. publicationethics. org.

مجله آموزش و کاوش در یادگیری، رفتار و شناخت در محورهای زیر فعالیت دارد:

- نظریه‌ها، الگوها و رویکردهای نوین در یادگیری و آموزش
- فرایندهای شناختی مرتبط با یادگیری (توجه، حافظه، تفکر، حل مسئله، فراشناخت)
- یادگیری خودتنظیمی، انگیزش تحصیلی و راهبردهای یادگیری
- رفتار تحصیلی، اجتماعی و هیجانی در محیط‌های آموزشی
- روان‌شناسی تربیتی و شناختی در سطوح مختلف آموزشی
- آموزش مبتنی بر شواهد و پژوهش‌های کاربردی در تعلیم و تربیت
- سنجش، اندازه‌گیری و ارزشیابی یادگیری، رفتار و کارکردهای شناختی
- مشکلات یادگیری، تفاوت‌های فردی و نیازهای ویژه آموزشی
- نقش محیط‌های آموزشی، خانواده و مدرسه در شکل‌گیری یادگیری و رفتار
- مداخلات آموزشی و روان‌شناختی مبتنی بر پژوهش
- روش‌های پژوهش نوین و معتبر در مطالعات یادگیری، رفتار و شناخت
- تلفیق نظریه و عمل در آموزش با تأکید بر یادگیری عمیق و معنادار

شرایط پذیرش و چاپ

ارسال مقاله منحصراً از طریق سامانه الکترونیکی مجله به آدرس http://t-edu.journals.pnu.ac.ir انجام می‌شود.

شرایط پذیرش مقاله

۱. مقاله‌های ارسالی باید در زمینه تخصصی نشریه و دارای جنبه آموزشی یا پژوهشی و حاصل کار پژوهشی نویسنده یا نویسندگان باشد. **۲.** مقاله‌های برگرفته از پایان‌نامه‌ها و رساله‌های دانشجویان با نام استاد راهنما، مشاوران و دانشجو و با تاییدیه استاد راهنما و مسئولیت وی منتشر می‌شود. **۳.** علاوه بر قرار گرفتن موضوع مقاله در دامنه تخصصی مجله، مقاله یا بخشی از آن نباید در هیچ مجله‌ای در داخل یا خارج از کشور در حال بررسی بوده یا منتشر شده باشد یا هم‌زمان برای سایر نشریه‌ها ارسال نشده باشد. مقالات ارائه شده به‌صورت خلاصه مقاله در کنگره‌ها، سمپوزیوم‌ها، سمینارهای داخلی و خارجی که چاپ و منتشر شده باشد، می‌تواند در قالب مقاله کامل ارائه شوند. **٤.** زبان رسمی نشریه فارسی است (با این حال مقاله‌های به زبان انگلیسی نیز قابل بررسی خواهد بود). **٥.** مقاله‌های ترجمه شده از زبان‌های دیگر قابل پذیرش نخواهد بود. **٦.** نشریه در رد یا قبول، ویرایش، تلخیص یا اصلاح مقاله‌های پذیرش شده آزاد است و از بازگرداندن مقاله‌های دریافتی معذور است. **۷.** مسئولیت صحت و سقم مطالب مقاله به لحاظ علمی و حقوقی و مسئولیت آراء و نظرهای ارائه شده به عهده نویسنده مسئول مکاتبات است و چاپ مقاله به معنی تایید تمام مطالب آن نیست. **۸.** مقاله‌های علمی- مروری از نویسندگان مجرب در زمینه‌های تخصصی در صورتی پذیرش می‌شود که به منابع معتنابه استناد شده و نوآوری خاصی داشته باشد. **۹.** اصل مقاله‌های رد شده یا انصراف داده شده پس از شش ماه از آرشیو مجله خارج خواهد شد و مجله هیچ‌گونه مسئولیتی در قبال آن نخواهد داشت. **۱۰.** حروف‌چینی مقاله‌های ارسالی بایستی در کاغذ A۴، دو ستونه، با فاصله تقریبی میان دو ستون و میان سطور ۱ سانتیمتر با قلم B Mitra نازک ۱۲، برای متن‌های لاتین با قلم Times New Roman نازک ۱۱ با فاصله تقریبی میان سطور ۱ سانتیمتر و برای متن‌های عربی با قلم B Badr ۱۲، با فاصله تقریبی میان سطور ۱ سانتیمتر، در محیط Word 2003-2007 یا ویرایش‌های بالاتر و با فاصله ۲ سانتیمتری از چپ و راست و فاصله ۳ سانتیمتری از بالا و پایین کاغذ انجام شود. **۱۱.** دستورهای نقطه‌گذاری در نوشتار متن رعایت شوند. به‌طور مثال گذاشتن فاصله قبل از نقطه (.)، کاما (،) و علامت پرسش (؟) لازم نیست، ولی بعد از آنها، درج یک فاصله الزامی است. **۱۲.** کلیه صفحات مقاله از جمله صفحاتی که دارای شکل / جدول / تصویر می‌باشند، دارای قطع یکسان و شماره صفحه باشد و حداکثر حجم مقاله‌ها همراه با جدول‌ها و نمودارها نباید از ۲۰ صفحه (۶۰۰۰ کلمه) بیشتر باشد. **۱۳.** مقاله‌ها منحصراً از طریق پایگاه نشریه دریافت می‌شود و به مقاله‌های ارسال شده از طریق نامه یا پست الکترونیک نشریه ترتیب اثر داده نخواهد شد. **١٤.** پس از چاپ مقاله نسخه‌ای از نشریه حاوی مقاله مورد نظر به تعداد نویسندگان، برای نویسنده مسئول مکاتبات ارسال خواهد شد. **۱۵.** مقاله‌های ارسالی بایستی دارای بخش‌های زیر باشد:

شناسه مقاله: همراه هر مقاله اطلاعات ارسال خواهد شد:

– عنوان کامل مقاله به فارسی و انگلیسی

– نام و نام خانوادگی نویسنده / نویسندگان به‌ترتیب میزان سهم و مرتبه علمی و محل اشتغال یا تحصیل نویسنده / نویسندگان (به فارسی و انگلیسی)

– نشانی کامل نویسنده مسئول مکاتبات به فارسی و انگلیسی (شامل نشانی پستی- شماره تلفن ثابت، همراه، دورنگار و نشانی الکترونیکی)

– مشخص نمودن نام مؤسسه تأمین‌کننده مخارج مالی (در صورت وجود)

صفحه اول: عنوان کامل مقاله به فارسی: عنوان مقاله که در وسط صفحه اول نوشته می‌شود باید خلاصه و گویا بوده و بیانگر موضوع تحقیق باشد و از ۲۰ کلمه تجاوز نکند. از درج اسامی نگارنده (گان) در صفحه اول مقاله اجتناب شود.

– چکیده فارسی: شامل شرح مختصر و جامعی از محتوای مقاله با تأکید بر طرح مسئله، هدف‌ها، روش‌ها و نتیجه‌گیری است. چکیده در یک پاراگراف و حداکثر در ۲۵۰ کلمه تنظیم شود. این بخش از مقاله در عین اختصار باید گویای روش کار و برجسته‌ترین نتایج تحقیق بدون استفاده از کلمات اختصاری تعریف نشده، جدول، شکل و منابع باشد.

– واژگان کلیدی فارسی: (۳ تا ۷ واژه) واژگان کلیدی به نحوی تعیین گردند که بتوان از آنها جهت تهیه فهرست موضوعی (Index) استفاده نمود.

– چکیده انگلیسی Abstract و کلید واژگان انگلیسی: (برگردان کامل عنوان، متن و واژگان کلیدی چکیده فارسی)

سایر صفحه‌ها: مقدمه باید با طرح مسئله و مرور پژوهش‌های انجام شده، هدف پژوهش را توجیه کند و به‌خصوص نوآوری در تحقیق را به‌طور واضح بیان نماید.

– مواد و روش‌ها (روش‌شناسی): توضیح روش‌های شناسایی و ارزیابی، مواد و وسائل به کار رفته، شیوه اجرای پژوهش و طرح آماری باید کاملاً گویا بوده و در آن مشخصات محل، زمان و نحوه اجرای آزمایش همراه با روش جمع‌آوری داده‌ها و پردازش و تحلیل آماری آنها ارائه شوند. حتی‌المقدور از شرح جزئیات پرهیز و فقط به ارائه اصول با ذکر مأخذ اکتفا شود. روش‌های ابداعی یا موارد خاصی که برای اولین بار به کار گرفته شده است به‌طور کامل شرح داده شوند. اطلاعات و داده‌ها: برای ارائه منطقی و اصولی نتایج کمی و کیفی به‌دست آمده (در صورت نیاز با استفاده از جدول و نمودار و طبقه‌بندی

نتایج). هر جدول از شماره، عنوان، سرستون‌ها و متن جدول تشکیل می‌شود. هر جدول با یک خط افقی از شماره و عنوان جدول جدا می‌شود. سر ستون جدول هم با یک خط افقی از متن جدول جدا و در زیر متن جدول نیز یک خط افقی ترسیم گردد. در داخل متن جداول از درج خطوط عمودی و افقی خودداری شود. کلیه اعداد جدول (ها) و نمودارها به انگلیسی و از چپ به راست تنظیم شوند. عنوان هر جدول در بالای آن درج شود. برای درج عنوان، پس از کلمه «جدول» و شماره آن، نقطه و سپس عنوان ذکر گردد. از ارسال جداول و نمودارها به‌صورت تصویر خودداری گردد.

– نتیجه‌گیری و بحث: تجزیه و تحلیل نتایج به‌دست آمده با توجه به هدف پژوهش و یافته‌های سایر پژوهش‌ها.

– در متن مقاله به شماره عکس‌ها، جدول‌ها و نمودارها (در صورت وجود) با دقت اشاره شود و محل آنها مشخص گردد.

– نتایج و بحث باید توأم و به‌صورت نوشتار، جدول، شکل و نمودار ارائه گردد. نتایج مقاله با استناد به منابع علمی مستند و مرتبط با موضوع مقاله، مورد بحث و تحلیل قرار گرفته و نتایج جدید علمی و نوآوری در تحقیق به دقت و با دلایل روشن ارائه گردند. نتایج عددی یک موضوع، تنها به یک صورت (شکل یا جدول) ارائه شوند.

– کلیه شکل‌ها، نمودارها و تصاویر با واژه «شکل» نام‌گذاری شده و عنوان شکل در زیر آن درج شود. برای درج عنوان هر شکل، پس از کلمه شکل و شماره آن، نقطه و سپس عنوان ذکر گردد. عکس‌ها باید به وضوح و کیفیت بالا تهیه و به‌صورت جداگانه، با فرمت JPG یا 300 DPI در انتهای مقاله آورده شوند.

– شماره جدول (ها)، شکل (ها)، تصویر (ها) و نمودار (ها) به‌ترتیب ارائه نتایج آنها در مقاله تعیین و محل قرارگیری شماره آنها پس از ارائه نتایج ذیربط در متن مقاله می‌باشد.

– نتایج و بررسی‌های آماری به یکی از روش‌های علمی منعکس شوند. چنانچه محاسبات آماری در سطوح ۵٪ و ۱٪ منجر به اختلاف معنادار شده باشند به‌ترتیب با یک و دو ستاره نشان داده شوند و در صورتی‌که اختلاف معنادار نباشد با علامت ns مشخص شوند.

– سپاسگزاری: در این بخش که حداکثر در چهار سطر تنظیم می‌شود، از اشخاص حقیقی و حقوقی که در راهنمایی یا انجام تحقیق مساعدت نموده‌اند یا در تأمین بودجه، امکانات و لوازم تحقیق نقش مؤثری داشته‌اند، سپاسگزاری گردد.

– معادل فارسی مفاهیم و نام‌های خارجی در پانوشت ذکر شود.

– منابع و مؤاخذ: ارجاع مأخذ در متن مقاله داخل پرانتز به روش APA مشخص شود و در قسمت مراجع مشخصات کامل منبع به‌ترتیب حروف الفبا آورده شود. فقط منابع استفاده شده در متن، در فهرست منابع مورد استفاده ارائه شوند. منابع باید مستند و معتبر بوده و به‌ترتیب حروف الفبای نام خانوادگی نویسنده (گان) با تورفتگی ۰/۵ سانتی‌متر برای خطوط دوم و بعد از آن (Hanging) مرتب شوند.

ذکر منابع در متن مقاله با ارجاع به نگارنده (گان) و سال انتشار منبع صورت گیرد. وقتی از چند اثر مختلف یک نویسنده استفاده می‌شود، شماره‌گذاری این مقاله‌ها به‌ترتیب سال انتشار آنها (از قدیم به جدید) انجام گیرد. نام مخفف مجلات باید بر اساس نام استاندارد آنها در لیست ISSN در فهرست منابع درج شوند.

نحوه ارجاع در داخل متن

– برای منابعی که یک یا چند نویسنده دارد: (نام خانوادگی نویسنده / نویسندگان، سال: صفحه)

– برای منابعی که از نوشته دیگران نقل قول شده است: (نقل از...، سال: صفحه)

– برای منابع اینترنتی (نام خانوادگی نویسنده یا نام فایل html، تاریخ یا تاریخ دسترسی به‌صورت روز، ماه، سال)

نحوه ارجاع در قسمت منابع در پایان مقاله

(توجه: در صورت مشخص نبودن نویسنده، تاریخ نشر یا ناشر از عبارت‌های بی‌نا، بی‌تا و بی‌جا استفاده شود).

–کتاب: نام خانوادگی، نام نویسنده / نویسندگان. (سال انتشار). عنوان کتاب. محل نشر: ناشر. نوبت ویرایش یا چاپ.

– کتابی که به‌جای مؤلف با عنوان سازمان‌ها یا نهادها منتشر شده است: نام سازمان یا نهاد. (سال انتشار)، عنوان کتاب. محل نشر: مؤلف. نوبت ویرایش یا چاپ.

– فصلی از یک کتاب یا مقاله‌ای از یک مجموعه مقاله که به‌وسیله افراد مختلف نوشته شده اما مؤسسه یا افراد معینی آن را گردآوری و به چاپ رسانده‌اند: نام نویسنده / نویسندگان. (سال انتشار). عنوان مقاله. نام گردآورنده (گردآورندگان)، نام مجموعه مقالات، (شماره صفحه‌هایی که فصل کتاب یا مقاله در آن درج شده). محل نشر: ناشر.

– کتابی که مؤلف خاصی ندارد: عنوان کتاب. (سال انتشار). محل نشر: ناشر. نوبت ویرایش یا چاپ.

– کتاب ترجمه شده: نام خانوادگی، نام نویسنده / نویسندگان. (سال ترجمه). عنوان کتاب به فارسی. نام و نام خانوادگی مترجم / مترجمان. محل نشر: ناشر.)

– پایان‌نامه: نام خانوادگی، نام نگارنده پایان‌نامه. (سال). عنوان پایان‌نامه. ذکر پایان‌نامه بودن منبع. دانشگاه.

– مقاله: نام خانوادگی، نام نویسنده / نویسندگان (سال) عنوان مقاله، نام نشریه. صاحب امتیاز، سال، دوره یا شماره، شماره صفحه‌هایی که مقاله در آن درج شده.

– مقاله‌های چاپ شده در روزنامه‌ها: نام خانوادگی، نام نویسنده (سال، روز، ماه) عنوان مقاله؛ نام روزنامه، شماره صفحه.

– مقاله ترجمه‌شده: نام خانوادگی، نام نویسنده (سال) عنوان مقاله، (نام و نام خانوادگی مترجم با ذکر عنوان مترجم) نام نشریه‌ای که مقاله ترجمه‌شده در آن درج شده. صاحب امتیاز، سال، دوره یا شماره، شماره صفحه‌ها.

منابع قابل دسترس از طریق شبکه جهانی وب یا منابع الکترونیکی

– کتاب و مجموعه مقالات: نام خانوادگی، نام نویسنده. عنوان کتاب. محل نشر: ناشر، تاریخ انتشار. تاریخ آخرین ویرایش در صورت موجود بودن؛ نوع رسانه مشخص شود OnLine، DVD، تاریخ مشاهده.

– کتاب و مجموعه مقالات بر روی دیسک فشرده: نام خانوادگی، نام نویسنده. عنوان کتاب. [CD-ROM] محل نشر: ناشر، تاریخ انتشار.

– پایان‌نامه: نام خانوادگی، نام نویسنده. «عنوان پایان‌نامه»، مقطع تحصیلی و رشته، نام دانشکده، دانشگاه، سال دفاع. نوع رسانه. OnLine، تاریخ مشاهده.

– چکیده مقالات: نام خانوادگی، نام نویسنده. «عنوان مقاله». ذکر واژه چکیده. نام مجله، دوره، شماره، ماه، سال: شماره صفحه (در صورت موجود بودن). نوع رسانه OnLine، تاریخ مشاهده.

– مقاله کنفرانس یا سمینار: نام خانوادگی، نام نویسنده. «عنوان مقاله». عنوان سمینار یا همایش (محل و تاریخ برگزاری روز، ماه، سال). تاریخ انتشار یا آخرین ویرایش: شماره صفحه (در صورت موجود بودن). نوع رسانه، تاریخ مشاهده.

– مقاله‌های قابل دسترس از طریق سایت‌ها یا صفحات خانگی: نام خانوادگی، نام نویسنده. «عنوان مقاله». نام سایت یا صفحه خانگی. تاریخ انتشار یا آخرین روزآمد شدن Online، تاریخ مشاهده.

– مقاله‌های مجلات الکترونیکی: نام خانوادگی، نام نویسنده. «عنوان مقاله». نام مجله، دوره، شماره، ماه، سال: شماره صفحه Online، تاریخ مشاهده.

– مقاله‌های مجلات الکترونیکی بر روی دیسک فشرده: نام خانوادگی، نام نویسنده. «عنوان مقاله». نام مجله، [CD-ROM] (در صورت موجود بودن) دوره، شماره، ماه، سال: شماره صفحه.

– مقاله‌های الکترونیکی مجلات چاپی: نام خانوادگی، نام نویسنده. «عنوان مقاله». نام مجله، دوره، شماره، ماه، سال: شماره صفحه (در صورت موجود بودن). تاریخ مشاهده.

– مقاله‌های الکترونیکی مجلات چاپی بر روی دیسک فشرده: نام خانوادگی، نام نویسنده. «عنوان مقاله». نام مجله، ذکر واژه. [CD-ROM] دوره، شماره، ماه، سال: شماره صفحه

– اطلاعات متعلق به شخصی خاص: نام خانوادگی، نام صاحب صفحه اصلی. ذکر واژه صفحه اصلی Homepage. نوع رسانه، تاریخ مشاهده.

– فایل صوتی: نام خانوادگی، نام صاحب فایل. «نام فایل» Sound File، ذکر فرمت فایل Online، تاریخ مشاهده.

– فایل تصویری: نام خانوادگی، نام صاحب فایل. «نام فایل» Image File، ذکر فرمت فایل Online، تاریخ مشاهده.

– فایل ویدیویی: «نام فایل» Video File، ذکر فرمت فایل Online. «نشانی دسترسی.» تاریخ مشاهده.

– پست الکترونیکی: نام خانوادگی، نام فرستنده نامه. «نشانی الکترونیکی فرستنده.» تاریخ ارسال نامه، روز، ماه، سال. «موضوع نامه» نام و نام خانوادگی، گیرنده نامه. «نشانی الکترونیکی گیرنده». تاریخ ارسال نامه، روز، ماه، سال.

– مقالاتی که بر اساس مندرجات این راهنما تهیه نشده و مطابقت نداشته باشند، بررسی نخواهند شد.

– مسئولیت هر مقاله از نظر علمی، ترتیب اسامی و پیگیری به عهده نویسنده مسئول آن خواهد بود. نویسنده مسئول باید تعهدنامه ارسال مقاله را از سایت دانلود و پس از اخذ امضای تمامی نویسندگان به دبیرخانه مجله ارسال نماید.

– تعداد و ردیف نویسندگان مقاله به همان صورتی که در نسخه اولیه و زمان ارائه به دفتر مجله مشخص شده، مورد قبول است و تقاضای حذف یا تغییر در ترتیب اسامی نویسندگان فقط قبل از داوری نهایی و با درخواست کتبی تمامی نویسندگان و اعلام علت امر قابل بررسی است.

– مقالات به‌وسیله هیئت تحریریه و با همکاری هیئت داوران ارزیابی شده و در صورت تصویب، طبق ضوابط مجله در نوبت چاپ قرار خواهند گرفت. هیئت تحریریه و داوران مجله در رد یا قبول، اصلاح مقالات و بررسی هرگونه درخواست نویسنده (گان)، دارای اختیار کامل می‌باشند.

– گواهی پذیرش مقاله پس از اتمام مراحل داوری ویراستاری و تصویب نهایی هیئت تحریریه به‌وسیله سردبیر مجله صادر و به اطلاع نویسنده مسئول خواهد رسید.

فهرست مطالب **صفحه**

بررسی مدل علی راهبردهای تنظیم هیجان با ناگویی هیجانی **۹**
اکبر جدیدی محمدآبادی؛ عباس فردوسی

ساخت و هنجاریابی پرسشنامه بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی ... **۲۷**
مهدی شمالی احمدآبادی؛ عاطفه برخورداری احمدآبادی

بررسی نقش سبک دلبستگی مادران شاغل در سازگاری و عملکرد ... **۴۳**
ساناز کمالی؛ امیر عبدالحسینی

مدل ساختاری برنامه درسی پنهان و علاقه‌مندی تحصیلی با نقش واسطه‌ای ... **۵۳**
عابدین دارابی عمارتی؛ انور شاهمحمدی؛ لیلا فریادرس

مدل‌یابی معادلات ساختاری بهزیستی روانشناختی معلمان براساس ... **۷۳**
افسانه محمدی؛ عصمت حسن پور

مدل یابی نقش میانجی‌گر سخت رویی در رابطه بین اوقات‌فراغت و سلامت... **۸۷**
همت الله بسطامی؛ رضا محمدی؛ علیرضا خلف

Education and Exploration in Learning, Behavior and Cognition Open Access

Winter (2025) 1 (1): 9-26

https://doi.org/: 10.30473/elc.2026.77206.1002

ORIGINAL ARTICLE

Investigating the Causal Model of Emotion Regulation Strategies with Emotional Alexithymia and The Mediating Role of Perfectionism in Female Master's Students

Akbar Jadidi Mohammadabadi[1] , Abbas Ferdosi[2]

1. Associate Professor of Educational Sciences, Payame Noor University, Tehran, Iran.
2. Faculty of Social Sciences Department of Payame Noor University, Tehran, Iran.

Correspondence:
Akbar Jadidi mohammadabadi
Email: a.jadidi@pnu.ac.ir

Receive Date: 28/Cep/2025
Revise Date: 01/Nov/2025
Accept Date: 17/Dec/2025
Publish Date: 22/Dec/2025

How to cite:
Jadidi Mohammadabadi, A. Ferdosi, A. (2025). Investigating the Causal Model of Emotion Regulation Strategies with Emotional Alexithymia and The Mediating Role of Perfectionism in Female Master's Students, *Education and Exploration in Learning, Behavior and Cognition*, 1 (1), 9-26. https://doi.org/: 10.30473/elc.2026.77206.1002

ABSTRACT

The purpose of the present study was to examine the causal model of emotion regulation strategies with alexithymia and the mediating role of perfectionism in female master's students at Islamic Azad University, Kerman Branch. The research method was descriptive-correlational (relational), and path analysis within the structural equation modeling framework was used for data analysis. The statistical population of this research consisted of 523 female students in Kerman. The statistical sample in this study was 221 individuals (based on Cochran's formula). The sampling method was multi-stage cluster sampling. To measure these variables, the Gross and John (2003) Emotion Regulation Questionnaire, the Hill (2004) Perfectionism Questionnaire, and the Toronto Alexithymia Scale (1986) were used. In this research, descriptive methods including frequency, percentage, mean, and standard deviation were employed. The Kolmogorov-Smirnov test was used to determine the normality or non-normality of the data. Furthermore, for data analysis, Pearson correlation coefficient, path analysis, structural equation modeling, and the Sobel test with the bootstrap method were utilized using SPSS 25, Amos 25, and Mplus 7.4 software. The magnitude of the factor loadings for the questions confirms that the model had a strong fit. The results showed that the Normed Fit Index (NFI) was 0.98 and the Comparative Fit Index (CFI) was 0.99, indicating an acceptable fit of the model to the data. Additionally, the Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) was below 0.05 (RMSEA $\leq$ 0.05), which indicates a very good fit. Correlation findings showed that the relationship between emotion regulation and alexithymia was positive and significant, but it was not significant with perfectionism. Correlation findings showed that the relationship between the suppression emotion regulation strategy and alexithymia was positive and significant, but it was not significant with perfectionism. Correlation findings showed that the relationship between the reappraisal emotion regulation strategy and alexithymia ($r=0.2$, $P<0.01$) was positive and significant, but it was not significant with perfectionism. Correlation findings showed that the relationship between alexithymia and perfectionism was not significant. The results indicated that the cognitive reappraisal strategy has a direct and significant effect on alexithymia, whereas the suppression strategy and the direct effect of emotion regulation strategies on perfectionism were not significant, and perfectionism does not play a mediating role in the relationship between these strategies and alexithymia.

KEYWORDS

Emotion Regulation Strategies, Alexithymia, Perfectionism.

Copyright © 2025 The Authors. Published by Payame Noor University.
This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

آموزش و کاوش در یادگیری، رفتار و شناخت

سال اول، شماره اول، زمستان ۱۴۰۴ (۹-۲۶)

https://doi.org/: 10.30473/elc.2026.77206.1002

«مقاله پژوهشی»

بررسی مدل علی راهبردهای تنظیم هیجان با ناگویی هیجانی و نقش میانجی کمال‌گرایی در دانشجویان دختر

اکبر جدیدی محمدآبادی [۱]، **عباس فردوسی** [۲]

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

۲. مربی گروه علوم‌اجتماعی، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران.

نویسنده مسئول:
اکبر جدیدی محمدآبادی
رایانامه: a.jadidi@pnu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۷/۰۶
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۸/۱۰
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۹/۲۶
تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۱۰/۰۱

استناد به این مقاله:
جدیدی محمدآبادی، اکبر و فردوسی، عباس. (۱۴۰۴). بررسی مدل علی راهبردهای تنظیم هیجان با ناگویی هیجانی و نقش میانجی کمال‌گرایی در دانشجویان دختر، *فصلنامه آموزش و کاوش در یادگیری، رفتار و شناخت*، ۱ (۱)، ۹-۲۶.

چکیده

هدف مطالعه حاضر بررسی مدل علی راهبردهای تنظیم هیجان با ناگویی هیجانی و نقش میانجی کمال‌گرایی در دانشجویان دختر کارشناسی‌ارشد دانشگاه آزاد اسلامی شهر کرمان بود، روش تحقیق توصیفی-همبستگی (رابطه‌ای) که برای تحلیل داده‌ها از تحلیل مسیر در چارچوب معادلات ساختاری استفاده شده‌است جامعه آماری این پژوهش تعداد ۵۲۳ نفر دانشجویان دختر شهر کرمان است. نمونه آماری در این پژوهش (بر اساس فرمول کوکران) ۲۲۱ نفر بود. روش نمونه گیری خوشه‌ای چند مرحله‌ای بود. به‌منظور سنجش این متغیرها از پرسشنامه راهبردهای تنظیم گراس و جان (۲۰۰۳)،پرسشنامه کمال‌گرایی هیل (۲۰۰۴)، پرسشنامه ناگویی هیجانی تورنتو (۱۹۸۶) استفاده شد. در این تحقیق از روش‌های توصیفی شامل: فراوانی، درصد، میانگین و انحراف استاندارد استفاده شد، برای نرمال یا غیر نرمال بودن داده‌ها از آزمون کلموگروف اسمیرنف استفاده شد، همچنین برای تحلیل داده‌ها حسب مورد از ضریب همبستگی پیرسون و تحلیل مسیر و معادلات ساختاری و آزمون سوبل با روش بوت استراپ با استفاده از نرم افزارهای Spss 25, Amos 25 و Mplus 7.4 انجام شد. مقدار بارهای عاملی مربوط به سؤالات تایید گر آن است که مدل از برازش قوی برخوردار بوده. نتایج نشان داد که شاخص نرم شده برازندگی ۰/۹۸=(NFI) و شاخص برازندگی تطبیقی ۹۹ / ۰= (CFI) است که نشان دهنده برازندگی قابل قبول مدل با داده‌ها است، همچنین جذر برآورد واریانس خطای تقریب (RMSEA ≤۰/۰۵) زیر ۰/۰۵ بود که حاکی از برازش بسیار خوب است. یافته‌های همبستگی نشان داد رابطه بین تنظیم هیجانی با ناگویی هیجانی، مثبت و معنی‌دار است اما با کمال‌گرایی معنی‌دار نبود. یافته‌های همبستگی نشان داد رابطه بین راهبرد تنظیم هیجان سرکوبی با ناگویی هیجانی، مثبت و معنی‌دار است اما با کمال‌گرایی، معنی‌دار نبود. یافته‌های همبستگی نشان داد رابطه بین راهبرد تنظیم هیجان ارزیابی با ناگویی هیجانی (r=۰/۲،P<۰/۰۱)، مثبت و معنی‌دار است اما با کمال‌گرایی، معنی‌دار نبود. یافته‌های همبستگی نشان داد رابطه بین ناگویی هیجانی با کمال‌گرایی، معنی‌دار نبود. نتایج نشان داد که راهبرد ارزیابی شناختی اثر مستقیم و معناداری بر ناگویی هیجانی دارد، در حالی که راهبرد سرکوبی و تأثیر مستقیم راهبردهای تنظیم هیجان بر کمال‌گرایی معنادار نبوده و کمال‌گرایی نیز در رابطه بین این راهبردها و ناگویی هیجانی نقش واسطه‌ای ایفا نمی‌کند.

واژه‌های کلیدی
راهبردهای تنظیم هیجان، ناگویی هیجانی، کمال‌گرایی.

حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۴ ©. ناشر این مقاله، دانشگاه پیام نور است.

این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

مقدمه

راهبردهای تنظیم هیجان به تکنیک‌ها و روش‌هایی اشاره دارد که افراد برای مدیریت و کنترل احساسات خود به کار می‌برند. استفاده از راهبردهای سازگار مانند بازنگری شناختی باعث کاهش استرس و بهبود سلامت روان می‌شود، در حالی که راهبردهای ناسازگار مانند سرکوب هیجان می‌تواند باعث افزایش اضطراب و افسردگی شود (کنگ و همکاران[1]، ۲۰۲۰). تحقیقات جدید نشان می‌دهند که این راهبردها در شرایط مختلف اجتماعی و روانشناختی نقش متفاوتی دارند و مهارت در تنظیم هیجان می‌تواند به کاهش مشکلات روانی کمک کند (لیو و همکاران[2]، ۲۰۲۱).

ناگویی هیجانی به‌معنای ناتوانی یا اجتناب از بیان احساسات درونی است که اغلب با سرکوب هیجانات همراه است. مطالعات جدید نشان داده‌اند که ناگویی هیجانی با افزایش نشانه‌های اضطراب و افسردگی در افراد مختلف مرتبط است و می‌تواند کیفیت زندگی را کاهش دهد. علاوه بر این، ناگویی هیجانی می‌تواند منجر به اختلال در روابط بین فردی شود و مهارت‌های ارتباطی را تضعیف کند (زو و همکاران[3]، ۲۰۲۱).

کمال‌گرایی به‌عنوان یک ویژگی شخصیتی، می‌تواند به‌عنوان میانجی در رابطه بین تنظیم هیجان و سلامت روان عمل کند. مطالعات جدید نشان داده‌اند که کمال‌گرایی ناسازگار باعث افزایش فشار روانی و کاهش توانایی در تنظیم هیجان می‌شود، در پژوهشی روی نوجوانان، مشخص شد که کمال‌گرایی نقش میانجی بین استرس هیجانی و بروز اختلالات روانی دارد و مداخلات هدفمند می‌توانند این روند را کاهش دهند (گارسیا و زایچ[4]، ۲۰۲۱).

تنظیم مؤثر هیجان نقش اساسی در سلامت روان، کیفیت روابط اجتماعی، و عملکرد تحصیلی و شغلی افراد دارد. یکی از مهم‌ترین راهبردهای مؤثر در این زمینه، بازتفسیر شناختی است؛ به این معنا که فرد، معنای یک وضعیت هیجانی را به‌نحوی بازسازی می‌کند که شدت هیجان منفی کاهش یابد. در کنار آن، پذیرش هیجان‌ها به‌جای سرکوب آن‌ها، در بسیاری از پژوهش‌های اخیر، به‌عنوان راهبردی اثربخش معرفی شده‌است. پذیرش فعال به افراد کمک می‌کند تا بدون قضاوت، هیجانات خود را تجربه کرده و با آن‌ها مواجه شوند. بر اساس یافته‌های جدید حوزه عصب روانشناسی، هر یک از این راهبردها مسیرهای مغزی متفاوتی را فعال می‌کنند. (جدیدی محمدآبادی و همکاران، ۱۳۹۷). با توجه به اهمیت تنظیم هیجان در زندگی فردی و اجتماعی، و تأکید پژوهش‌های اخیر بر اثربخشی روش‌های نوین و مبتنی بر شواهد در این حوزه، بررسی دقیق‌تر این مفهوم و عوامل مؤثر بر آن می‌تواند نقش مهمی در طراحی مداخلات روان‌شناختی ایفا کند (شرایبر و همکاران[5]، ۲۰۲۴).

کمال‌گرایی تلاش برای رفع نواقص است. کمال گرایان افرادی هستند که سعی دارند در تمام ابعاد زندگی افراد کاملی باشند است. کمال‌گرایی یکی از ویژگی‌های شخصیتی محسوب‌می‌شود که می‌تواند تمام جنبه‌های زندگی فرد را در بر گیرد و زمینه‌ساز شکل گیری ناکار آمدی در فرد شود (ترکمن و مرادی، ۱۳۹۹) کمال‌گرایی اغلب به‌عنوان یک ویژگی مثبت در نظر گرفته‌می‌شود که شانس موفقیت را افزایش می‌دهد، اما می‌تواند منجر به افکار یا رفتارهایی شود که دستیابی به اهداف را دشوارتر کند .همچنین ممکن است باعث استرس، اضطراب، افسردگی و سایر مشکلات سلامت روان شود. اکثر مردم می‌خواهند به موفقیت برسند، اما تلاش سخت برای رسیدن به اهداف همیشه نشان دهنده رفتار کمال‌گرا نیست (گوهری و همکاران، ۱۴۰۰).

کسانی که هیجان‌های خود را سرکوب می‌کنند، کمتر از دیگران حمایت اجتماعی دریافت می‌کنند، رضایت‌شان از روابط پایین‌تر است، و برقراری ارتباط صمیمانه دشوارتر می‌شود. این اثرات در دوره‌های حساس زندگی مانند انتقال به دانشگاه نیز مشاهده شده و نشان‌دهنده‌ی ضعف کارکرد اجتماعی در اثر این سرکوب است .همچنین، در نوجوانی، میزان استفاده از این راهبرد در حضور همسالان بیشتر از حضور

---

[1] Keng
[2] Liu
[3] Zhou
[4] Garcia & Zych
[5] Schreiber

خانواده است، که نشان‌دهنده تأثیر زمینه‌ی اجتماعی بر نحوه‌ی بیان یا ناگویی هیجان است (و ایلی و همکاران[1]، ۲۰۲۲).

تنظیم هیجان‌ها مستلزم مدیریت هیجان‌های مثبت و منفی، در خود و در دیگران بر مبنای شرایط فعلی است. مهارت‌های تنظیم هیجان به چند دلیل حائز اهمیت هستند: اول، هیجان‌های منفی که لزوماً در ملاک‌های تشخیصی اختلالات ذکر نشده‌اند و اغلب علائم الگوهای رفتاری مرتبط با اختلال هستند. دوم، هیجان‌های منفی که لزوماً در ملاک‌های تشخیصی اختلالات ذکر نشده‌اند، اغلب به‌شدت با مقابله مؤثر و اجرای مهارت‌های آموخته شده در درمان، تداخل می‌کنند و در پایان، بسیاری از بیماران از بیش از یک بیماری رنج می‌برند که می‌توان حداقل تا حدودی آنها را به‌وسیله نقص‌های موجود در تنظیم هیجان توضیح داد(کازلاسکا[2]، ۲۰۰۹).

یکی از سازه‌هایی که به‌منظور بررسی مشکلات مرتبط با پردازش و تنظیم هیجان مورد مطالعه قرار گرفته است. ناگویی هیجانی است والر و اسیدت[3] (۲۰۰۶) ناگویی هیجانی سازه‌ای چند بعدی متشکل از چهار مشخصه مجزا است. الف) مشکل در شناسایی و توصیف احساسات (ب) مشکل در تمایز میان احساسات و تهیج های بدنی، ج) فقر در خیال‌پردازی‌ها و در تفکر عینی و تفکر درون گرایانه ضعیف تعریف ویژگی‌های ناگویی هیجانی در تضاد با تنظیم هیجان مؤثر قرار دارد و پژوهش‌ها رابطه میان ناگویی هیجانی و سبک‌های ناکارآمد تنظیم هیجان را تایید کرده‌اند. برای مثال افراد دارای ناگویی هیجانی نسبت به افراد عادی به‌احتمال بیشتری از راهبردهای فرونشانی استفاده می‌کنند و کمتر از راهبردهای ارزیابی مجدد بهره می‌برند. از میان دو راهبرد ذکر شده راهبردهای فرونشانی رابطه بیشتری با مشکلات سلامت روانی و جسمانی دارند و راهبرد ناسازگارانه برای تنظیم هیجان‌ها محسوب می‌شوند (جدیدی محمدآبادی و همکاران، ۱۳۹۷).

افرادی که کمال‌گرا هستند معمولاً معتقدند که هر کاری که انجام می‌دهند ارزش ندارد مگر اینکه کامل باشد. آنها به‌جای اینکه به پیشرفت، یادگیری و سخت کوشی خود افتخار کنند، ممکن است دائماً کار خود را با کار دیگران مقایسه کنند یا روی دستیابی به خروجی بی عیب و نقص تمرکز کنند (جدیدی محمدآبادی، ۱۴۰۴). حتی زمانی که افراد دارای ویژگی‌های کمال‌گرا به نتایج دلخواه خود می‌رسند، باز هم ممکن است ناراضی باشند. آنها ممکن است احساس کنند که اگر واقعاً کامل بودند، مجبور نبودند برای رسیدن به اهدافشان این همه سخت تلاش کنند (ترکمن و مرادی، ۱۳۹۹).

سخاوت و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی با عنوان اثربخشی مداخله تنظیم هیجان بر باورهای اختلال خوردن, ناگویی هیجانی و کاهش وزن در زنان دارای اضافه وزن نتایج نشان داد مداخله تنظیم هیجان بر کاهش وزن، باورهای اختلال خوردن و ناگویی هیجانی در زنان دارای اضافه وزن مؤثر بود.

تی برینک و همکاران[4] (۲۰۲۱) به مطالعه‌ای با عنوان ساختار راهبردهای تنظیم هیجان در نوجوانی، پیوندهای متفاوت با مشکلات درونی و برون‌ی سازی پرداخته‌اند. هدف از انجام این پژوهش بررسی تأثیر راهبردهای تنظیم هیجان بر مشکلات درونی و برون‌ی نوجوانان بوده است. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که راهبردهای تنظیم هیجان بر ناسازگاری رفتاری نوجوانان و کاهش مشکلات درونی و بیرونی آن‌ها تأثیر مثبت و معناداری دارد.

بنابراین، بررسی رابطه این متغیرها و نقش واسطه‌ای کمال‌گرایی، نه‌تنها به درک عمیق‌تری از فرایندهای روان‌شناختی در جمعیت دانشجویی کمک می‌کند، بلکه می‌تواند مبنایی برای طراحی مداخلات روان‌شناختی و مشاوره‌ای هدفمند در محیط‌های دانشگاهی فراهم آورد. لذا فرضیه مدل روابط ساختاری بین راهبردهای تنظیم هیجان، کمال‌گرایی و ناگویی هیجانی در بین دانشجویان دختر مورد بررسی قرار گرفت.

روش

[1] Wylie
[2] KozlowSka
[3] Waller'& Scheidt'
[4] .Te Brinke et al

روش تحقیق توصیفی-همبستگی (رابطه‌ای) که برای تحلیل داده‌ها از تحلیل مسیر در چارچوب معادلات ساختاری استفاده شده‌است. جامعه آماری این پژوهش تعداد ۵۲۳ نفر دانشجویان دختر دانشگاه آزاد اسلامی شهر کرمان در سال تحصیلی ۱۴۰۳- ۱۴۰۴ بود. نمونه آماری در این پژوهش (بر اساس فرمول کوکران) ۲۲۱ نفر بود. روش نمونه گیری خوشه‌ای چند مرحله‌ای از نوع تصادفی ساده بود. در این پژوهش از پرسشنامه‌های زیر به‌عنوان ابزار تحقیق استفاده شد.

پرسشنامه راهبردهای تنظیم هیجان گراس (ERQ)

این پرسشنامه در سال توسط گراس و جان در سال ۲۰۰۳ ساخته شده‌است. پرسشنامه ERQ در دو مولفه زیر به‌اندازه گیری راهبردهای تنظیم هیجان در هر فرد می‌پردازد، که عبارتند از: ارزیابی مجدد: ۶ گویه، سرکوبی: ۴ گویه، این پرسشنامه دارای ۱۰ سؤال است که جواب هر سؤال به‌صورت طیف لیکرت هفت درجه‌ای از به‌شدت مخالفم تا به‌شدت موافقم می‌باشد .هرچه فرد نمره بالاتری کسب کند، به‌منزله‌ی برخورداری از تنظیم هیجان بالایی است. در پژوهش گراس و جان همبستگی درونی برای ارزیابی مجدد ۰/۷۹ و سرکوبی ۷۳ /۰ به‌دست آمده است. در ایران حسینی میزان ضریب آلفا کرانباخ ۷۹ /۰ برای ارزیابی مجدد گزارش کرده است.

پرسشنامه کمال‌گرایی هیل و همکاران (۲۰۰٤)

پرسشنامه کمال‌گرایی توسط هیل و همکارانش (۲۰۰۴) طراحی و اعتباریابی شده‌است، این پرسشنامه شامل ۵۸ گویه بسته پاسخ بر اساس طیف پنج درجه‌ای لیکرت می‌باشد. این پرسشنامه شش بعد حساسیت بین فردی، تلاش برای عالی بودن، نظم و سازماندهی، ادراک فشار از سوی والدین، هدفمندی، استانداردهای بالا برای دیگران را مورد سنجش قرار می‌دهد، این پرسشنامه توسط زارعی(۱۳۹۳) اعتباریابی شده‌است

پرسشنامه ناگویی هیجانی تورنتو (۱۹۸٦)

پرسشنامه ناگویی هیجانی دارای ۲۰ سؤال بوده که توسط تورنتو در سال ۱۹۸۶ طراحی و تنظیم شده‌است و بر اساس طیف لیکرت از (کاملاً مخالفم تا کاملاً موافقم) نمره گذاری شده‌است. مقیاس ناگویی خلقی تورنتو دارای ۲۰ سوأل است. نسخه فارسی مقیاس ناگویی تورنتو (بگبی، پارکر و تیلور، ۱۹۹۴) یک آزمون ۲۰ ماده‌ای است و سه زیر مقیاس دشواری در شناسایی احساسات، دشواری در توصیف احساسات و تفکر عینی را می‌سنجد. یک نمره کل نیز از جمع نمره‌های سه زیر مقیاس برای ناگویی هیجانی کلی محاسبه می‌شود. این مقیاس برای اجرا در نمونه‌های عمومی و بالینی مناسب است و می‌تواند بر حسب شرایط به‌صورت فردی یا گروهی اجرا شود. ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو ۲۰ در پژوهش‌های متعدد خارجی (پارکر، تیلور و بگبی، ۲۰۰۱، ۲۰۰۳؛ تیلور و بگبی، ۲۰۰۰) و نسخه فارسی مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو ۲۰ (FTAS-20؛ بشارت، ۲۰۰۷ ، ۲۰۰۸) تأییده شده‌است.

در مرحله تحلیل آماری، با توجه به ماهیت مقیاس اندازه‌گیری که از نوع فاصله‌ای است و فرضیه‌های تحقیق برای تحلیل داده‌ها حسب مورد از ضریب همبستگی پیرسون و تحلیل مسیر و معادلات ساختاری و آزمون سوبل با روش بوت استراپ با استفاده از نرم افزارهای Spss 25, Amos 25 و Mplus 7.4 انجام شد.

جدول ۱. پایایی پرسشنامه ها به‌روش آلفای کرانباخ

متغیر	مولفه	پایایی
راهبردهای تنظیم هیجان	تنظیم هیجان کلی	۰/۷۵
	راهبرد سرکوبی	۰/۴۶
	راهبرد ارزیابی	۰/۶۵

کمال‌گرایی	نمره کل	۰/۷۸
	حساسیت بین فردی	۰/۴۲
	تلاش برای عالی بودن	۰/۱۵
	نظم و سازماندهی	۰/۱۹
	ادراک فشار از سوی والدین	۰/۳
	هدفمندی	۰/۲۳
	استانداردهای بالا برای دیگران	۰/۲۹
ناگویی هیجانی	نمره کل	۰/۸۵
	دشواری در شناسایی احساسات	۰/۶۲
	دشواری در توصیف احساسات	۰/۴۸
	تفکر عینی	۰/۷۶

شاخص‌های توصیفی متغیرها

جدول ۲ شاخص‌های توصیفی برای متغیرهای پژوهش را نشان‌می‌دهد. شاخص‌های گزارش شده شامل حداقل، حداکثر، میانگین و انحراف استاندارد متغیرهای پژوهش است. در جدول ۲ شاخص‌های توصیفی میانگین، انحراف استاندارد، کمینه و بیشینه نمره‌های شرکت کنندگان در مطالعه در متغیرهای مورد بررسی را نشان‌می‌دهد. میانگین و انحراف استاندارد تنظیم هیجان (M=۴۰/۴۳±۹/۲۶)، و مولفه‌های آن همچون راهبرد تنظیم هیجان سرکوبی (M=۱۶/۵۴±۴/۱۶) و راهبرد تنظیم هیجان ارزیابی (M=۲۳/۸۸±۶/۰۱)، می‌باشد. میانگین و انحراف استاندارد کمال‌گرایی(M=۱۷۰/۲۳±۲۱/۷۵) و مولفه‌های ان همچون حساسیت بین فردی (M=۵۷/۶۳±۸/۴۳)، تلاش برای عالی بودن (M=۲۰/۸۸±۳/۹۱)، نظم و سازماندهی (M=۱۹/۷۳±۴/۰۶)، ادراک فشار از سوی والدین (M=۲۱/۳±۴/۲۲)، هدفمندی (M=۲۴/۲۵±۴/۳۳) و استانداردهای بالا برای دیگران (M=۲۶/۴۲±۴/۶۴)، می‌باشد. میانگین و انحراف استاندارد ناگویی هیجانی (M=۴۰/۹۷±۱۴/۵۲) و مولفه‌های ان همچون دشواری در شناسایی احساسات (M=۱۴/۴۴±۵/۳۴)، دشواری در توصیف احساسات (M=۱۰/۱۲±۴/۰۹) و تفکر عینی (M=۱۶/۴±۷/۱۱)، می‌باشد.

جدول ۲. شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	مولفه	تعداد	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف استاندارد
	تنظیم هیجان کلی	۲۲۱	۶	۵۸	۴۰/۴۳	۹/۲۶

راهبردهای تنظیم هیجان	راهبرد سرکوبی	۲۲۱	۳	۲۴	۱۶/۵۴	۴/۱۶
	راهبرد ارزیابی	۲۲۱	۲	۳۸	۲۳/۸۸	۶/۰۱
کمال‌گرایی	نمره کل	۲۲۱	۱۱۹	۲۳۵	۱۷۰/۲۳	۲۱/۷۵
	حساسیت بین فردی	۲۲۱	۳۲	۸۱	۵۷/۶۳	۸/۴۳
	تلاش برای عالی بودن	۲۲۱	۱۱	۳۱	۲۰/۸۸	۳/۹۱
	نظم و سازماندهی	۲۲۱	۹	۲۹	۱۹/۷۳	۴/۰۶
	ادراک فشار از سوی والدین	۲۲۱	۱۳	۳۲	۲۱/۳	۴/۲۲
	هدفمندی	۲۲۱	۱۲	۳۵	۲۴/۲۵	۴/۳۳
	استانداردهای بالا برای دیگران	۲۲۱	۱۳	۴۲	۲۶/۴۲	۴/۶۴
ناگویی هیجانی	نمره کل	۲۲۱	۵	۸۱	۴۰/۹۷	۱۴/۵۲
	دشواری در شناسایی احساسات	۲۲۱	۲	۲۷	۱۴/۴۴	۵/۳۴
	دشواری در توصیف احساسات	۲۲۱	۲	۲۱	۱۰/۱۲	۴/۰۹
	تفکر عینی	۲۲۱	۱	۴۰	۱۶/۴	۷/۱۱

ماتریس همبستگی

ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش در جدول ۳ دیده‌می‌شود. جدول ۳ یافته‌های همبستگی متغیرهای پژوهش را نشان‌می‌دهد. یافته‌های همبستگی نشان داد رابطه بین تنظیم هیجانی با ناگویی هیجانی (r=۰/۱۹،P<۰/۰۱)، مثبت و معنی‌دار است اما با کمال‌گرایی (r=-۰/۰۰۹،P>۰/۰۵)، معنی‌دار نبود. یافته‌های همبستگی نشان داد رابطه بین راهبرد تنظیم هیجان سرکوبی با ناگویی هیجانی (r=۰/۱۵،P<۰/۰۵)، مثبت و معنی‌دار است اما با کمال‌گرایی (r=۰/۰۲۳،P>۰/۰۵)، معنی‌دار نبود. یافته‌های همبستگی نشان داد رابطه بین راهبرد تنظیم هیجان ارزیابی با ناگویی هیجانی (r=۰/۲،P<۰/۰۱)، مثبت و معنی‌دار است اما با کمال‌گرایی (r=-۰/۰۳،P>۰/۰۵)، معنی‌دار نبود. یافته‌های همبستگی نشان داد رابطه بین ناگویی هیجانی با کمال‌گرایی (r=۰/۱۲۴،P>۰/۰۵)، معنی‌دار نبود.

جدول ۳. ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش

ردیف	متغیرها	مولفه	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱٤
۱	راهبردهای تنظیم هیجان	تنظیم هیجان کلی	۱													
۲		راهبرد سرکوبی	۰/۸۷	۱												
۳		راهبرد ارزیابی	۰/۹۴	۰/۶۵	۱											
٤	کمال‌گرایی	نمره کل	-۰/۰۰۹	۰/۰۲۳	-۰/۰۳	۱										
٥		حساسیت بین فردی	-۰/۰۰۲	۰/۰۴۶	-۰/۰۳۶	۰/۸۳	۱									
٦		تلاش برای عالی بودن	۰/۰۳۴	-۰/۰۰۶	۰/۰۱	۰/۶۷	۰/۳۸	۱								
۷		نظم و سازماندهی	-۰/۰۵۷	-۰/۰۵۲	-۰/۰۸۴	۰/۷۳	۰/۵۱	۰/۴۴	۱							
۸		ادراک فشار از سوی والدین	-۰/۰۲۶	-۰/۰۱۴	-۰/۰۰۴	۰/۶۷	۰/۴۴	۰/۴۷	۰/۴۱	۱						
۹		هدفمندی	-۰/۰۳۴	۰/۰۳۶	-۰/۰۴۳	۰/۶۶	۰/۳۹	۰/۳۸	۰/۴۳	۰/۳۸	۱					
۱۰		استانداردهای بالا برای دیگران	۰/۰۳۸	۰/۱۴	۰/۰۳۴	۰/۷۴	۰/۵۴	۰/۴۵	۰/۴۹	۰/۳۳	۰/۴۱	۱				
۱۱	تاگویی هیجانی	نمره کل	۰/۱۹	۰/۱۵	۰/۲	۰/۱۲۴	۰/۱	۰/۱۵	۰/۰۹۱	۰/۰۷۳	۰/۰۰۱	۰/۱۳	۱			
۱۲		دشواری در شناسایی احساسات	۰/۲	۰/۱۵	۰/۲۱۱	۰/۱	۰/۰۶۴	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۰۹۹	-۰/۰۱	۰/۰۷۲	۰/۸۷	۱		
۱۳		دشواری در توصیف احساسات	۰/۱۵	۰/۰۹۷	۰/۱۷	۰/۰۹۳	۰/۰۹۸	۰/۱	۰/۰۷۱	۰/۰۵	-۰/۰۳	۰/۰۹	۰/۸۳	۰/۶۴	۱	
۱٤		تفکر عینی	۰/۱۵۵	۰/۱۱	۰/۱۶	۰/۱۲	۰/۱	۰/۱۵	۰/۰۵۱	۰/۰۴۵	۰/۰۲۹	۰/۱۶	۰/۹۱	۰/۶۶	۰/۶۲	۱

P <۰/۰۱ P <۰/۰۵

یافته‌ها

فرضیه کلی: مدل روابط ساختاری بین راهبردهای تنظیم هیجان، کمال‌گرایی و ناگویی هیجانی در بین دانشجویان دختر از برازش مطلوبی برخوردار می‌باشد. نتایج جدول ۴ شاخص‌های برازش مدل تحلیل شده را نشان‌می‌دهد.

نتایج جدول ۴ نشـــان داد در مدل کلی (تنظیم هیجان) مقدار (χ^2=۴۷/۱۵،df=۴۱،p=۰/۲۳،RSMEA=۰/۰۲۶) است که حاکی از برازندگی بسیار خوب الگو در جامعه است، همچنین به‌منظور تعیین مناسب بودن برازندگی الگو با داده‌ها از شاخص‌های برازندگی استفاده شد. نتایج نشان داد که شاخص نرم شده برازندگی[1] (NFI)=۰/۹۸ و شـاخص برازندگی تطبیقی[2] (CFI) = ۰ / ۹۹ اسـت که نشـان دهنده برازندگی قابل قبول مدل با داده‌ها است، به‌خصوص مقدار CFI که از دیدگاه مولر[3] (۱۹۹۹) باید بالای ۰/۹ و از دیدگاه و سـتون و گورِ جر[4] (۲۰۰۶) باید بالای ۰/۹۵ باشـد تا مدل برازندگی مناسـبی با داده‌ها داشـته‌باشـد زیرا تحت‌تأثیر حجم نمونه قرار نمی‌گیرد. همچنین اگر جذر برآورد واریانس خطای تقریب[5] (RMSEA ≤۰/۰۵) بسیار خوب، بین ۰/۰۵ تا ۰/۰۸ باشد برازش قابل قبول و اگر بالاتر از ۰/۰۸ باشد برازش ضـعیف اسـت که در این مطالعه RMSEA زیر ۰/۰۵ بود که حاکی از برازش بسیار خوب است.

نتایج جدول ۴ نشـــان داد در مدل مؤلفه‌های (راهبردهای تنظیم هیجان) مقدار (χ^2=۴۶/۵۵،df=۴۰،p=۰/۲۲،RSMEA=۰/۰۲۷) است که حاکی از برازندگی بسیار خوب الگو در جامعه است، همچنین به‌منظور تعیین مناسـب بودن برازندگی الگو با داده‌ها از شـاخص‌های برازندگی استفاده شد. نتایج نشان داد که شاخص نرم شده برازندگی[6] (NFI)=۰/۹۸ و شاخص برازندگی تطبیقی[7] (CFI) = ۰ / ۹۹ است که نشـان دهنده برازندگی قابل قبول مدل با داده‌ها اسـت، همچنین جذر برآورد واریانس خطای تقریب (RMSEA ≤۰/۰۵) زیر ۰/۰۵ بود که حاکی از برازش بسیار خوب است.

جدول ٤. شاخص‌های برازندگی مدل

مدل	شاخص‌های برازندگی	(χ^2)	df)	(χ^2/df)	Sig	(RMSEA)	(NFI)	(NNFI)	(CFI)	(GFI)	(AGFI)
مدل کلی	مقدار شاخص	۴۷/۱۵	۴۱	۱/۱۵	۰/۲۳	۰/۰۲۶	۰/۹۸	۰/۹۴	۰/۹۹	۰/۹۶	۰/۹۴
مدل راهبردها		۴۶/۵۵	۴۰	۱/۱۶	۰/۲۲	۰/۰۲۷	۰/۹۸	۰/۹۴	۰/۹۹	۰/۹۶	۰/۹۴

تحلیل مسیر مدل مفهومی

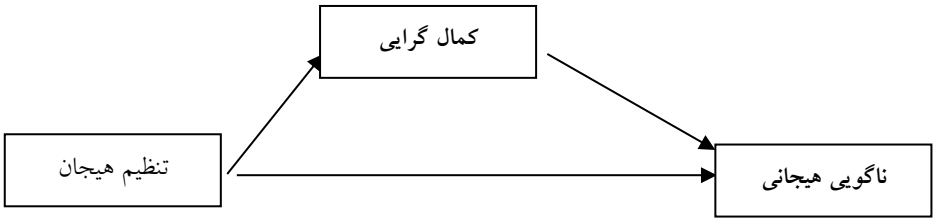
در این پژوهش، برای بررســی اثرات متغیر برونزا در مدل کلی (تنظیم هیجان) بر متغیر درون‌زا (ناگویی هیجانی) با توجه به نقش میانجی کمال‌گرایی بر اســاس پیشــینه نظری و تجربی طراحی شــد. برای ارزیابی مدل فرضــی این پژوهش، ابتدا با اسـتفاده از نرم‌افزار نقش میانجیگری کمال‌گرایی در ارتباط بین تنظیم هیجان و ناگویی هیجانی انجام شد (شکل ۱ و ۳).

در مدل مولفه‌ها برای بررســی اثرات متغیر برونزا در مدل کلی (راهبردهای تنظیم هیجان سـرکوبی و ارزیابی) بر متغیر درون‌زا (ناگویی هیجانی) با توجه به نقش میانجی کمال‌گرایی بر اساس پیشـینه نظری و تجربی طراحی شـد. برای ارزیابی مدل فرضـی

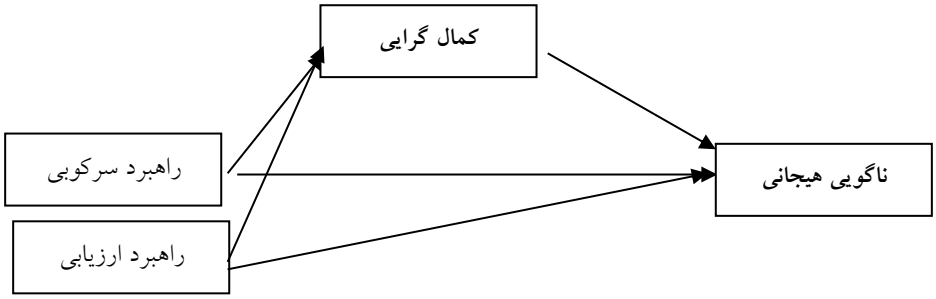
---

[1] - Normed Fit Index (NFI)
[2] - Comparative Fit Index (CFI)
[3] - Muller
[4] - Weston& Gore Jr
[5] - Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)
[6] - Normed Fit Index (NFI)
[7] - Comparative Fit Index (CFI)

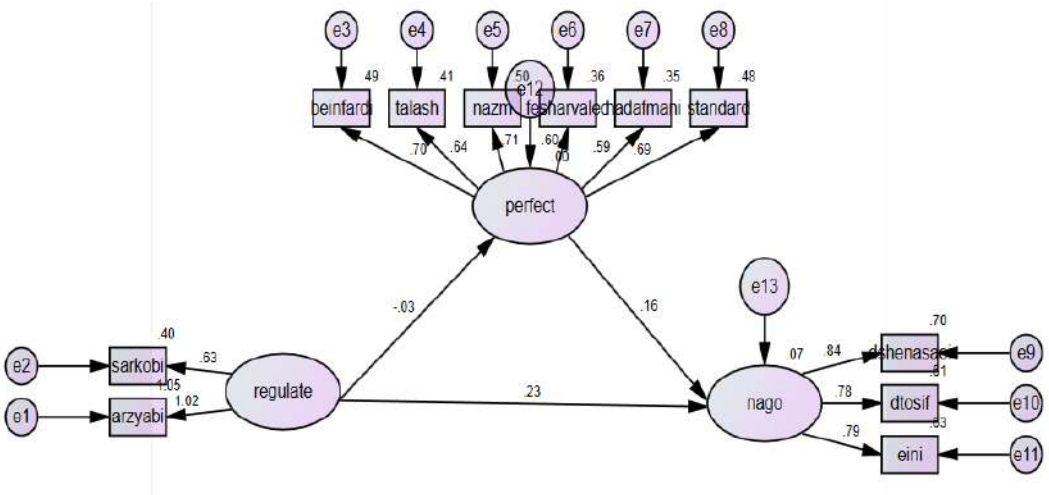
این پژوهش، ابتدا با استفاده از نرم‌افزار نقش میانجیگری کمال‌گرایی در ارتباط بین راهبردهای تنظیم هیجان سرکوبی و ارزیابی هیجان و ناگویی هیجانی انجام شد (شکل ۲ و ۴).



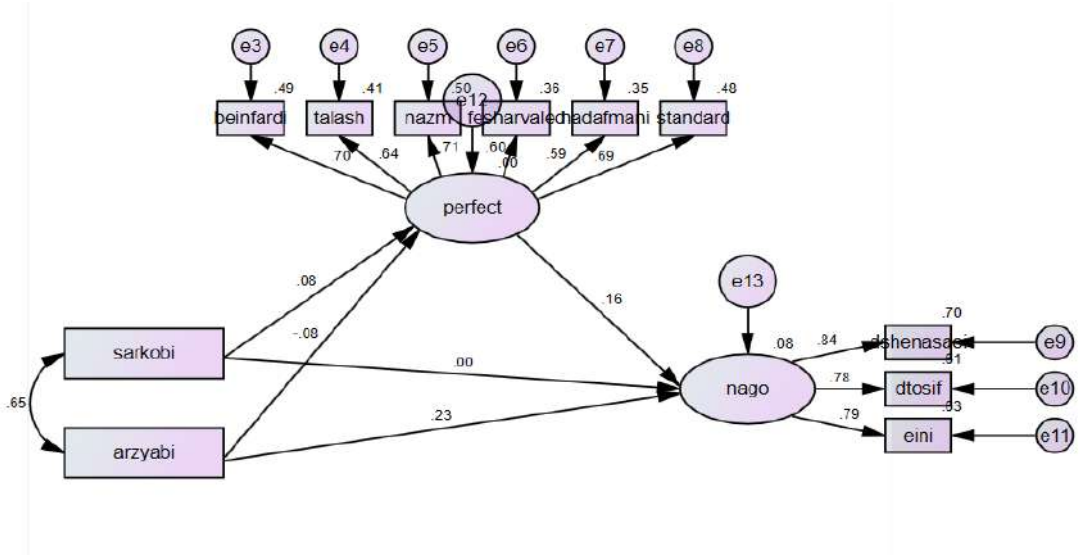
شکل ۱. مدل کلی



شکل ۲. مدل مولفه‌ها



شکل ۳. مدل تحلیل شده با ضرایب مسیر استاندارد شده در مدل کلی



شکل ٤. مدل تحلیل شده با ضرایب مسیر استاندارد شده در مدل مولفه‌ها

همان‌طور که در شکل بالا مشاهده می‌شود، مقدار بارهای عاملی مربوط به سؤالات بزرگ‌تر از ۰/۵ است که تایید گر آن است که مدل از برازش قوی برخوردار بوده و هیچ‌کدام از متغیرها از مدل حذف نخواهند شد.

آزمون فرضیه‌های پژوهش در مدل کلی

اثر مستقیم تنظیم هیجان بر ناگویی هیجانی دانشجویان دختر معنی‌دار است. جدول ۵ نتایج تحلیل اثر مستقیم تنظیم هیجان بر ناگویی هیجانی دانشجویان دختر را نشان می‌دهد. نتایج جدول ۵ نشان داد اثر مستقیم تنظیم هیجان بر ناگویی هیجانی (γ=۰/۲۲۶،t=۲/۰۱ ،p<۰/۰۵)، دانشجویان دختر مثبت و معنی‌دار است چرا که حد بالا و پایین آزمون بوت استراپ، هر دو مثبت بوده و مقدار صفر مابین این دو حد قرار ندارد.

همچنین اثر مستقیم تنظیم هیجان بر کمال‌گرایی دانشجویان دختر دوم معنی‌دار است. جدول ۵ نتایج تحلیل اثر مستقیم تنظیم هیجان بر کمال‌گرایی دانشجویان دختر را نشان می‌دهد. نتایج جدول ۵ نشان داد اثر مستقیم تنظیم هیجان بر کمال‌گرایی (γ=-۰/۰۳۴،t=-۰/۴۶ ،p>۰/۰۵)، دانشجویان دختر معنی‌دار نیست چرا که حد بالا و پایین آزمون بوت استراپ، یکی مثبت و دیگری منفی بوده و مقدار صفر مابین این دو حد قرار دارد.

همچنین اثر مستقیم کمال‌گرایی بر ناگویی هیجانی دانشجویان دختر معنی‌دار است. جدول ۶ نتایج تحلیل اثر مستقیم کمال‌گرایی بر ناگویی هیجانی دانشجویان دختر را نشان می‌دهد. نتایج جدول ۵ نشان داد اثر مستقیم کمال‌گرایی بر ناگویی هیجانی (β=۰/۱۵۹،t=۲ ،p<۰/۰۵)، دانشجویان دختر مثبت و معنی‌دار است چرا که حد بالا و پایین آزمون بوت استراپ، هر دو مثبت ثبت بوده و مقدار صفر مابین این دو حد قرار ندارد.

جدول ۵. اثر مستقیم تنظیم هیجان بر ناگویی هیجان و کمال‌گرایی دانشجویان دختر

متغیرها	ضریب رگرسیون استاندارد نشده	ضریب رگرسیون استاندارد شده	حدود بوت استرپ (فاصله‌های اطمینان ۹۵٪)		خطای استاندارد	مقدار t	سطح معنی‌داری
		(B)	حد	حد بالا			

			پایین			
	(b)					
بر ناگویی هیجانی						
از تنظیم هیجان	۰/۱۶۴	۰/۲۲۶	۰/۰۷۸	۰/۴	۰/۰۸۱	۲/۰۱	۰/۰۴۴
بر کمال‌گرایی						
از تنظیم هیجان	-۰/۰۳۳	-۰/۰۳۴	-۰/۳۴۵	۰/۲۶۷	۰/۰۷۱	-۰/۴۶	۰/۶۴
بر ناگویی هیجانی						
از کمال‌گرایی	۰/۱۲	۰/۱۵۹	۰/۰۸۹	۰/۱۴۷	۰/۰۶	۲	۰/۰۴۶

کمال‌گرایی نقش واسطه‌ای معنی‌داری در رابطه بین تنظیم هیجان و ناگویی هیجانی دانشجویان دختر کارشناسی‌ارشد دارد. جدول ۶ نتایج تحلیل نقش واسطه‌ای کمال‌گرایی در رابطه بین تنظیم هیجان و ناگویی هیجانی دانشجویان دختر را نشان می‌هد. نتایج جدول ۶ نشان داد کمال‌گرایی نقش واسطه‌ای معنی‌داری در ابطه بین تنظیم هیجان و ناگویی هیجانی (p>۰/۰۵، ۰/۴۵- =t،β_{IND}=-۰/۰۰۵)، دانشجویان دختر ندارد چرا که حد بالا و پایین آزمون بوت استراپ، یکی مثبت و دیگری منفی بوده و مقدار صفر مابین این دو حد قرار دارد.

جدول ٦. نقش واسطه‌ای کمال‌گرایی در رابطه بین تنظیم هیجان و ناگویی هیجانی دانشجویان دختر

برون‌زا	میانجی	درون‌زا	ضریب رگرسیون استاندارد نشده (b)	ضریب رگرسیون استاندارد شده (B)	حدود بوت استرپ (فاصله‌های اطمینان ۹۵ ٪)		خطای استاندارد	t	سطح معنی‌داری
					حد پایین	حد بالا			
تنظیم هیجان	کمال‌گرایی	ناگویی هیجانی	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۵	-۰/۰۵۲	۰/۰۱۶	۰/۰۰۸	-۰/۴۵	۰/۶۵

اثر مستقیم راهبردهای تنظیم هیجان سرکوبی و ارزیابی بر ناگویی هیجانی دانشجویان دختر معنی‌دار است. جدول ۷ نتایج تحلیل اثر مستقیم راهبردهای تنظیم هیجان سرکوبی و ارزیابی بر ناگویی هیجانی دانشجویان دختر را نشان می‌هد. نتایج جدول ۷ نشان داد اثر مستقیم راهبرد تنظیم هیجان ارزیابی بر ناگویی هیجانی (p<۰/۰۵، t=۲/۴۸، γ=۰/۲۳۳)، دانشجویان دختر مثبت و معنی‌دار است چرا که حد بالا و پایین آزمون بوت استراپ، هر دو مثبت ثبت بوده و مقدار صفر مابین این دو حد قرار ندارد اما اثر مستقیم راهبرد تنظیم هیجان سرکوبی بر ناگویی هیجانی (p>۰/۰۵، t=-۰/۰۳۶، γ=-۰/۰۰۳)، دانشجویان دختر معنی‌دار نیست چرا که حد بالا و پایین آزمون بوت استراپ، یکی مثبت و دیگری منفی بوده و مقدار صفر مابین این دو حد قرار دارد.

همچنین اثر مستقیم راهبردهای تنظیم هیجان سرکوبی و ارزیابی بر کمال‌گرایی دانشجویان دختر دوم معنی‌دار است. جدول ۷ نتایج تحلیل اثر مستقیم راهبردهای تنظیم هیجان سرکوبی و ارزیابی بر کمال‌گرایی دانشجویان دختر را نشان می‌هد. نتایج جدول ۷ نشان داد اثر مستقیم راهبرد تنظیم هیجان سرکوبی (p>۰/۰۵، t=۰/۷۸، γ=۰/۰۷۶) و راهبرد تنظیم هیجان

ارزیابی (p>۰/۰۵، t=-۰/۸۴، γ=-۰/۰۸۲)، بر کمال‌گرایی دانشجویان دختر معنی‌دار نیست چرا که حد بالا و پایین آزمون بوت استراپ، یکی مثبت و دیگری منفی بوده و مقدار صفر مابین این دو حد قرار دارد.

جدول ۷. اثر مستقیم راهبردهای تنظیم هیجان بر ناگویی هیجان دانشجویان دختر

متغیرها	ضریب رگرسیون استاندارد نشده (b)	ضریب رگرسیون استاندارد شده (B)	حدود بوت استرپ (فاصله‌های اطمینان ۹۵ ٪)		خطای استاندارد	مقدار t	سطح معنی‌داری
			حد پایین	حد بالا			
بر ناگویی هیجانی							
از راهبرد تنظیم هیجان سرکوبی	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۳	-۰/۰۴۸	۰/۳۱۴	۰/۱	۰/۰۳۶	۰/۹۷
از راهبرد تنظیم هیجان ارزیابی	۰/۱۷۳	۰/۲۳۳	۰/۱۳۳	۰/۲۰۷	۰/۰۷	۲/۴۸	۰/۰۱۳
بر کمال‌گرایی							
از راهبرد تنظیم هیجان سرکوبی	۰/۱۰۹	۰/۰۷۶	-۰/۷۵	۰/۳۲	۰/۱۳	۰/۷۸	۰/۴۳
از راهبرد تنظیم هیجان ارزیابی	-۰/۰۸۱	-۰/۰۸۲	-۰/۲۴	۰/۴۳	۰/۰۹۶	-۰/۸۴	۰/۳۹

کمال‌گرایی نقش واسطه‌ای معنی‌داری در رابطه بین راهبردهای تنظیم هیجان سرکوبی و ارزیابی با ناگویی هیجانی دانشجویان دختر دارد. جدول ۸ نتایج تحلیل نقش واسطه‌ای کمال‌گرایی در رابطه بین راهبردهای تنظیم هیجان سرکوبی و ارزیابی با ناگویی هیجانی دانشجویان دختر را نشان می‌هد. نتایج جدول ۸ نشان داد کمال‌گرایی نقش واسطه‌ای معنی‌داری در ابطه بین راهبرد تنظیم هیجان سرکوبی و ناگویی هیجانی (p>۰/۰۵، β_{IND}=۰/۰۱۲،t=۰/۷۷) و در ابطه بین راهبرد تنظیم هیجان ارزیابی و ناگویی هیجانی (p>۰/۰۵، t=-۰/۷۷، β_{IND}=-۰/۰۱۳)، دانشجویان دختر ندارد چرا که حد بالا و پایین آزمون بوت استراپ، یکی مثبت و دیگری منفی بوده و مقدار صفر مابین این دو حد قرار دارد.

جدول ۸. نقش واسطه‌ای کمال‌گرایی در رابطه بین راهبردهای تنظیم هیجان و ناگویی هیجانی دانشجویان دختر

برون‌زا	میانجی	درون‌زا	ضریب رگرسیون استاندارد نشده (b)	ضریب رگرسیون استاندارد شده (B)	حدود بوت استرپ (فاصله‌های اطمینان ۹۵ ٪)		خطای استاندارد	t	سطح معنی‌داری
					حد پایین	حد بالا			
راهبرد تنظیم هیجان سرکوبی	کمال‌گرایی	ناگویی هیجانی	۰/۰۱۳	۰/۰۱۲	-۰/۰۷۷	۰/۰۱۱	۰/۰۱۶	۰/۷۷	۰/۴۳

راهبرد تنظیم هیجان	-۰/۰۱	-۰/۰۱۳	-۰/۰۰۸	۰/۰۲۸	۰/۰۱۲	-۰/۷۷	۰/۴۳
ارزیابی							

نتیجه گیری و بحث

هدف مطالعه حاضر بررسی مدل علی راهبردهای تنظیم هیجان با ناگویی هیجانی و نقش میانجی کمال‌گرایی در دانشجویان دختر شهر کرمان بود، در فرضیه کلی یافته‌ها نشان داد که شاخص نرم شده برازندگی و شاخص برازندگی تطبیقی است که نشان دهنده برازندگی قابل قبول مدل با داده‌ها است، همچنین جذر برآورد واریانس خطای تقریب زیر ۰/۰۵ بود که حاکی از برازش بسیار خوب است.

که با نتایج سخاوت و همکاران (۱۴۰۰)، احدی فر و همکاران (۱۴۰۰)، صالحی و همکاران (۱۴۰۰)، بهادری و همکاران (۱۴۰۰)، فانی و همکاران (۱۴۰۰)، گارسیا و زایچ (۲۰۲۱) هم خوانی دارد.

یافته‌های مطالعه حاضر نشان داد که مدل روابط ساختاری بین راهبردهای تنظیم هیجان، کمال‌گرایی و ناگویی هیجانی در بین دانشجویان دختر از برازش مطلوبی برخوردار است. این یافته بیانگر آن است که راهبردهای تنظیم هیجان نه‌تنها به‌طور مستقیم بر ناگویی هیجانی تأثیر می‌گذارند، بلکه کمال‌گرایی به‌عنوان یک متغیر میانجی نقش مهمی در این رابطه ایفا می‌کند. به‌بیان‌دیگر، دانشجویانی که از راهبردهای مؤثر تنظیم هیجان بهره می‌برند، تمایل کمتری به سرکوب یا ناگویی هیجانی دارند، اما این رابطه تحت‌تأثیر ویژگی‌های کمال‌گرایانه آن‌ها تغییر می‌کند. این نتایج با پژوهش‌های پیشین که نقش کلیدی کمال‌گرایی در بروز مشکلات هیجانی و روانی را تأیید کرده‌اند، هم‌راستا است (مانند شواهدی که نشان‌می‌دهد کمال‌گرایی می‌تواند منجر به افزایش استرس و کاهش سازگاری هیجانی شود). از سوی دیگر، اهمیت کمال‌گرایی به‌عنوان میانجی این رابطه نشان‌می‌دهد که افراد کمال‌گرا ممکن است به‌دلیل حساسیت بالاتر نسبت به قضاوت‌های دیگران و ترس از عدم موفقیت، در بیان هیجانات خود دچار مشکل شوند. این موضوع می‌تواند به افزایش استفاده از ناگویی هیجانی منجر شود که پیامدهای منفی بر سلامت روان و روابط بین‌فردی دارد. بنابراین، توجه به این ویژگی شخصیتی در مداخلات روان‌شناختی برای دانشجویان می‌تواند به بهبود مهارت‌های تنظیم هیجان و کاهش مشکلات مرتبط با سرکوب هیجانی کمک کند. در نهایت، یافته‌های این تحقیق اهمیت طراحی برنامه‌های آموزشی و حمایتی ویژه برای دانشجویان را برجسته می‌کند که به تقویت راهبردهای تنظیم هیجان و مدیریت ویژگی‌های کمال‌گرایانه می‌پردازند. با توجه به فشارهای روانی و تحصیلی بالای دانشجویان، چنین مداخلاتی می‌تواند به بهبود کیفیت زندگی روانی آنان و ارتقا عملکرد تحصیلی و اجتماعی‌شان منجر شود. لذا پیشنهاد می‌شود مطالعات آتی به بررسی بیشتر نقش متغیرهای روانی میانجی و زمینه‌ای دیگر در این رابطه بپردازند تا مدل‌های جامع‌تری ارائه گردد.

اثر مستقیم تنظیم هیجان بر ناگویی هیجانی دانشجویان دختر مثبت و معنی‌دار است چرا که حد بالا و پایین آزمون بوت استراپ، هر دو مثبت بوده و مقدار صفر مابین این دو حد قرار ندارد که با نتایج سخاوت و همکاران (۱۴۰۰)، احدی فر و همکاران (۱۴۰۰) هم خوانی دارد. یافته‌های این مطالعه نشان داد که تنظیم هیجان تأثیر مستقیم و معنی‌داری بر ناگویی هیجانی در میان دانشجویان دختر دارد. این یافته با تحقیقات پیشین هم‌راستا است که نشان‌می‌دهد افراد با مهارت‌های بهتر در تنظیم هیجان، تمایل کمتری به سرکوب هیجانات خود دارند و به‌شکل سالم‌تر احساسات خود را ابراز می‌کنند. به‌طور مثال، افرادی که از راهبردهای شناختی—رفتاری مانند بازتفسیر شناختی یا پذیرش هیجان استفاده می‌کنند، می‌توانند هیجان‌های منفی را بهتر کنترل کرده و در نتیجه کمتر به ناگویی هیجانی دچار شوند. از سوی دیگر، ناگویی هیجانی به‌عنوان یک راهبرد ناسازگارانه تنظیم هیجان شناخته می‌شود که می‌تواند منجر به پیامدهای منفی روانی و جسمانی شود. دانشجویانی که نتوانند هیجانات خود را به‌درستی ابراز کنند، ممکن است در معرض اضطراب، افسردگی و کاهش کیفیت روابط اجتماعی قرار گیرند. بنابراین،

نتایج این مطالعه اهمیت آموزش راهبردهای تنظیم هیجان را در محیط‌های دانشگاهی بیش از پیش آشکار می‌سازد. با تقویت مهارت‌های تنظیم هیجان در دانشجویان، می‌توان به کاهش رفتارهای ناگویی هیجانی کمک کرده و در نهایت سلامت روانی آن‌ها را ارتقا داد.

اثر مستقیم تنظیم هیجان بر کمال‌گرایی دانشجویان دختر معنی‌دار نیست چرا که حد بالا و پایین آزمون بوت استراپ، یکی مثبت و دیگری منفی بوده و مقدار صفر مابین این دو حد قرار دارد که با نتایج صالحی و همکاران (۱۴۰۰)، بهادری و همکاران(۱۴۰۰) هم خوانی دارد. راهبردهای تنظیم هیجان به‌طور مستقیم و معنی‌داری بر میزان کمال‌گرایی در بین دانشجویان دختر تأثیرگذار هستند. این بدین معناست که مهارت‌ها و سبک‌های تنظیم هیجان می‌توانند به‌شکل قابل توجهی سطح کمال‌گرایی فرد را تحت‌تأثیر قرار دهند؛ برای مثال، افرادی که راهبردهای سالم‌تر و انعطاف‌پذیرتری برای مدیریت هیجان‌های خود به کار می‌گیرند، معمولاً میزان کمال‌گرایی کمتری دارند یا کمال‌گرایی‌شان در قالبی سازگار و سازنده بروز می‌کند.

یافته‌های مطالعه حاضر نشان داد که تنظیم هیجان تأثیر مستقیم و معناداری بر کمال‌گرایی دانشجویان دختر دارد. این یافته با نظریه‌ها و پژوهش‌های پیشین هماهنگ است که معتقدند توانایی مدیریت هیجانات می‌تواند به کاهش ویژگی‌های منفی کمال‌گرایی کمک کند. به‌طور مثال، افراد با مهارت‌های قوی در تنظیم هیجان، احتمال کمتری دارد که به الگوهای کمال‌گرایانه ناسازگارانه مانند ترس از شکست یا نگرانی بیش از حد درباره قضاوت دیگران دچار شوند. از سوی دیگر، کمال‌گرایی اغلب با سطح بالای استرس و فشار روانی همراه است و می‌تواند منجر به رفتارهای غیرسازنده مانند سرزنش خود، تأخیر در انجام کارها یا اضطراب مفرط شود. بنابراین، تنظیم هیجان به‌عنوان ابزاری برای کنترل این فشارهای روانی می‌تواند به کاهش شدت کمال‌گرایی ناسازگار کمک کرده و به شکل‌گیری یک کمال‌گرایی سالم‌تر و متعادل‌تر بینجامد. این موضوع اهمیت آموزش و تقویت راهبردهای مؤثر تنظیم هیجان را در محیط دانشگاهی پررنگ‌تر می‌کند و می‌تواند مبنایی برای طراحی مداخلات روان‌شناختی برای کاهش اثرات منفی کمال‌گرایی فراهم آورد.

اثر مستقیم کمال‌گرایی بر ناگویی هیجانی دانشجویان دختر مثبت و معنی‌دار است چرا که حد بالا و پایین آزمون بوت استراپ، هر دو مثبت ثبت بوده و مقدار صفر مابین این دو حد قرار ندارد که با نتایج فانی و همکاران (۱۴۰۰)، گارسیا و زایچ (۲۰۲۱) هم خوانی دارد. کمال‌گرایی تأثیر مستقیم و معنی‌داری بر ناگویی هیجانی در بین دانشجویان دختر دارد. به‌عبارت دیگر، ویژگی کمال‌گرایانه افراد می‌تواند نقش مهمی در میزان تمایل آن‌ها به سرکوب یا عدم بیان هیجاناتشان ایفا کند. افرادی که کمال‌گرایی بالاتری دارند معمولاً انتظارات سخت‌گیرانه‌تر و استانداردهای بالاتری برای خود و عملکردشان تعیین می‌کنند و به‌دلیل ترس از قضاوت منفی یا شکست، ممکن است از بیان آزادانه هیجانات خود خودداری کنند. این امر باعث افزایش ناگویی هیجانی می‌شود که می‌تواند پیامدهای منفی روانی و اجتماعی را در پی داشته‌باشد.

کمال‌گرایی نقش واسطه‌ای معنی‌داری در ابطه بین تنظیم هیجان و ناگویی هیجانی دانشجویان دختر ندارد چرا که حد بالا و پایین آزمون بوت استراپ، یکی مثبت و دیگری منفی بوده و مقدار صفر مابین این دو حد قرار دارد که با نتایج دارس و ویلیامز[1] (۲۰۱۹)، ا گارسیا و زایچ (۲۰۲۱) هم خوانی دارد. کمال‌گرایی نقش واسطه‌ای (میانجی) معنی‌داری در رابطه بین تنظیم هیجان و ناگویی هیجانی دانشجویان دختر ایفا می‌کند. به این معنا که تأثیر راهبردهای تنظیم هیجان بر ناگویی هیجانی به‌طور مستقیم نیست، بلکه از طریق تغییر در سطح کمال‌گرایی این اثر اعمال می‌شود. به‌عبارت دیگر، راهبردهای مؤثر تنظیم هیجان می‌توانند باعث کاهش کمال‌گرایی ناسازگارانه شوند و از طریق کاهش این ویژگی شخصیتی، تمایل به ناگویی هیجانی کاهش یابد. برعکس، کمال‌گرایی بالا می‌تواند به‌عنوان مانعی برای ابراز هیجانات عمل کند و موجب افزایش سرکوب یا عدم بیان هیجانی شود.

اثر مستقیم راهبرد تنظیم هیجان ارزیابی بر ناگویی هیجانی دانشجویان دختر مثبت و معنی‌دار است چرا که حد بالا و پایین

---

[1] .Daros & Williams

آزمون بوت استراپ، هر دو مثبت ثبت بوده و مقدار صفر مابین این دو حد قرار ندارد اما اثر مستقیم راهبرد تنظیم هیجان سرکوبی بر ناگویی هیجانی دانشجویان دختر معنی‌دار نیست چرا که حد بالا و پایین آزمون بوت استراپ، یکی مثبت و دیگری منفی بوده و مقدار صفر مابین این دو حد قرار دارد که با نتایج گارسیا و زایچ (۲۰۲۱) هم خوانی دارد. یافته‌های این فرضیه بیان می‌کند که دو راهبرد تنظیم هیجان یعنی سرکوبی هیجانی و ارزیابی شناختی، اثر مستقیم و معناداری بر ناگویی هیجانی دانشجویان دختر دارند. سرکوبی هیجانی به‌معنای تلاش برای پنهان کردن یا کنترل بیرونی ابراز هیجان است که اغلب منجر به افزایش ناگویی هیجانی می‌شود، زیرا فرد احساسات واقعی خود را بیان نمی‌کند یا از بیان آن اجتناب می‌کند. به‌عبارت دیگر، سرکوب هیجان یک راهبرد ناسازگارانه است که باعث می‌شود هیجان‌ها به‌شکل ناگفته و سرکوب شده باقی به‌مانند. از سوی دیگر، ارزیابی شناختی (بازتفسیر شناختی) به‌معنای تغییر دادن برداشت یا تفسیر خود از موقعیت هیجانی است تا واکنش هیجانی کاهش یابد. این راهبرد معمولاً با کاهش ناگویی هیجانی همراه است، زیرا افراد با بازتفسیر موقعیت‌ها قادرند هیجانات خود را بهتر مدیریت کرده و آن‌ها را به شیوه‌ای مناسب‌تر ابراز کنند. بنابراین، میزان استفاده از ارزیابی شناختی می‌تواند به کاهش سرکوب هیجانی و ناگویی هیجانی کمک کند.

اثر مستقیم راهبرد تنظیم هیجان سرکوبی و راهبرد تنظیم هیجان ارزیابی، بر کمال‌گرایی دانشجویان دختر معنی‌دار نیست چرا که حد بالا و پایین آزمون بوت استراپ، یکی مثبت و دیگری منفی بوده و مقدار صفر مابین این دو حد قرار دارد که با نتایج گارسیا و زایچ (۲۰۲۱) هم خوانی دارد. راهبردهای تنظیم هیجان، یعنی سرکوبی هیجانی و ارزیابی شناختی، اثر مستقیم و معناداری بر کمال‌گرایی دانشجویان دختر دارند. سرکوب هیجانی که به‌معنای کنترل و پنهان کردن ابراز هیجانات است، معمولاً با افزایش کمال‌گرایی ناسازگارانه همراه است؛ زیرا افرادی که هیجانات خود را سرکوب می‌کنند، ممکن است بیشتر درگیر نگرانی‌های بیش از حد درباره‌ی قضاوت دیگران و ترس از شکست شوند—— که از ویژگی‌های بارز کمال‌گرایی است. در مقابل، ارزیابی شناختی یا بازتفسیر شناختی، که راهبردی سازگارانه برای مدیریت هیجان‌ها محسوب‌می‌شود، می‌تواند اثر معکوس داشته‌باشد و به کاهش سطح کمال‌گرایی ناسازگار کمک کند. افرادی که توانایی بازتفسیر موقعیت‌ها را دارند، معمولاً دید واقع‌بینانه‌تر و انعطاف‌پذیرتری نسبت به خود و اهدافشان دارند، و در نتیجه کمال‌گرایی سالم‌تری را تجربه می‌کنند. بنابراین، میزان استفاده از این دو راهبرد می‌تواند به‌طور مستقیم و معنی‌داری بر شدت کمال‌گرایی تأثیرگذار باشد.

کمال‌گرایی نقش واسطه‌ای معنی‌داری در ابطه بین راهبرد تنظیم هیجان سرکوبی و ناگویی هیجانی و در ابطه بین راهبرد تنظیم هیجان ارزیابی و ناگویی هیجانی دانشجویان دختر ندارد چرا که حد بالا و پایین آزمون بوت استراپ، یکی مثبت و دیگری منفی بوده و مقدار صفر مابین این دو حد قرار دارد که با نتایج سخاوت و همکاران (۱۴۰۰)، احدی فر و همکاران (۱۴۰۰)، صالحی و همکاران (۱۴۰۰)، هم خوانی دارد. کمال‌گرایی نقش واسطه‌ای معنی‌داری در رابطه بین راهبردهای تنظیم هیجان سرکوبی و ارزیابی شناختی با ناگویی هیجانی در دانشجویان دختر ایفا می‌کند. به‌بیان دقیق‌تر، اثر راهبردهای تنظیم هیجان سرکوبی و ارزیابی شناختی بر ناگویی هیجانی به‌طور مستقیم نیست؛ بلکه این تأثیر از طریق تغییر در میزان کمال‌گرایی فرد اعمال می‌شود. در این چارچوب، افرادی که از راهبرد سرکوبی هیجانی استفاده می‌کنند، به‌دلیل افزایش کمال‌گرایی ناسازگار، تمایل بیشتری به ناگویی هیجانی دارند، زیرا کمال‌گرایی می‌تواند باعث افزایش ترس از قضاوت و انتقاد دیگران شود و فرد را از بیان آزادانه هیجانات خود بازدارد. از سوی دیگر، استفاده از راهبرد ارزیابی شناختی، با کاهش کمال‌گرایی ناسازگار، می‌تواند به کاهش ناگویی هیجانی کمک کند، زیرا فرد با بازتفسیر موقعیت‌ها و هیجانات خود، فشار کمال‌گرایی را کاهش داده و امکان ابراز هیجانی سالم‌تر را فراهم می‌کند. با توجه به نقش راهبردهای تنظیم هیجان در کاهش ناگویی هیجانی، پیشنهاد می‌شود دانشگاه‌ها، به‌ویژه مراکز مشاوره، کارگاه‌هایی برای آموزش راهبردهای مؤثر تنظیم هیجان مانند بازسازی شناختی، پذیرش هیجان و ذهن‌آگاهی برگزار کنند.

نتایج نشان داد که راهبرد ارزیابی شناختی اثر مستقیم و معناداری بر ناگویی هیجانی دارد، در حالی که راهبرد سرکوبی و تأثیر مستقیم راهبردهای تنظیم هیجان بر کمال‌گرایی معنادار نبوده و کمال‌گرایی نیز در رابطه بین این راهبردها و ناگویی هیجانی نقش واسطه‌ای ایفا نمی‌کند.

تشکر و قدردانی

بدین‌وسیله نویسنده از تمامی شرکت‌کننده در این پژوهش صمیمانه تشکر و قدردانی می‌کنند.

ملاحظات اخلاقی

در جریان اجرای این پژوهش و تهیه مقاله کلیه قوانین کشوری و اصول اخلاق حرفه‌ای مرتبط با پژوهش رعایت شده‌است.

حامی مالی

کلیه هزینه‌های پژوهش حاضر توسط نویسنده مقاله تأمین شده‌است.

تعارض منافع

بنابر اظهار نویسنده، مقاله حاضر فاقد هرگونه تعارض منافع بوده است. این مقاله قبلاً در هیچ نشریه‌ای اعم از داخلی یا خارجی چاپ نشده است.

References

Ahadi Far, S. Vakili, S. Hosseinian, S & Ghasemzadeh, S. (2021). Determining the effectiveness and durability of creative drama on cognitive emotion regulation and perfectionism in gifted aggressive adolescent girls. Journal of Disability Studies, 11(1, Serial No. 19), 1–10. [In Persian].

Bagby, M. Parker, J & Taylor, G. (1994). The twenty-item Toronto Alexithymia ScaleI. Item selection and cross-validation of the factor structure. Journal of Psychosomatic Research, 38 (1). 23-32.

Bahadori, H. Ahmadi, S & Rahimi, Z. (2021). Structural modeling of perfectionism and emotional regulation in university students. Journal of Applied Psychology, 15(3), 67–84. [In Persian].

Besharat, M. A. (2008). Psychometric properties of the Persian version of the Toronto Alexithymia Scale (TAS-20). Contemporary Psychology, 3(2), 17–32. [In Persian].

Fani, S. Hosseini Nasab, S. D & Panah Ali, A. (2021). The effectiveness of emotion regulation strategies training on aggression and components of academic performance in female secondary school students. Quarterly Journal of Education, 147, 101–118. [In Persian].

Garcia, F & Zajac, I. (2021). Maladaptive perfectionism as a mediator between emotional stress and psychological disorders. Personality and Individual Differences, 177, 110–119.

Gohari, N. Ahmadi, S & Rezaei, M. (2021). The relationship between perfectionism and anxiety and depression among university students. Journal of Mental Health, 9(1), 23–38. [In Persian].

Gross, J. J & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being .Journal of Personality and Social Psychology, 85 (2). 348-362.

Hill, R. W. Huelsman, T. J. Furr, R. M. Kibler, J. Vicente, B. B & Kennedy, C. (2004). A new measure of perfectionism: The Perfectionism Inventory. Journal of Personality Assessment, 82(1), 80–91.

jadidi mohammadabadi, A. (2025). Examining the structural relationships between goal structures in the virtual classroom with social self-efficacy and perfectionism in students. *Research in Teaching*, *13*(3), 198-222. doi: 10.22034/trj.2025.142745.2121

jadidi mohammadabadi, A. Ghanbari Zarandi, Z. Rezaei, A and Naji, M. (2019). The effectiveness of mindfulness training on cognitive emotion regulation and early maladaptive schema in teenagers covered by kerman Well-being. *Medical Journal of Mashhad university of Medical Sciences*, *61*(supplment1), 164-174. doi: 10.22038/mjms.2019.13784

Kazdin, A. E. (2009). Understanding how and why psychotherapy leads to change. Psychotherapy Research, 19(4–5), 418–428.

Keng, S. L. Smoski, M. J & Robins, C. J. (2020). Effects of mindfulness on psychological health: A review of empirical studies. Clinical Psychology Review, 31(6), 1041–1056.

KozlowSka, K. (2009). Healing the diSembodied mind: contemporary modelS of converSion diSorder. Harvard Review of Psychiatry, 1-13.

Liu, Y. Zhang, D & Wang, J. (2021). Emotion regulation strategies and mental health: A meta-analytic review. Frontiers in Psychology, 12, 678–695.

Parker, J. D. A. Taylor, G. J & Bagby, R. M. (2001). The relationship between emotional intelligence and alexithymia. Personality and Individual Differences, 30(1), 107–115.

Parker, J. D. Taylor, G. J & Bagby, R. M. (2001). The 20-Item Toronto Alexithymia Scale: III. Reliability and factorial validity in a community population .Journal of Psychosomatic Research, 51 (3). 489-496.

Sakhavati, S. Khademi, A & Shaker Doulagh, A. (2021). The effectiveness of emotion regulation intervention on eating disorder beliefs, alexithymia, and weight reduction in overweight women. Journal of Urmia Nursing and Midwifery Faculty, 19(4, Serial No. 141), 326–337. [In Persian].

Salehi, A. Mohammadi, M & Karimi, F. (2021). The role of emotion regulation strategies in predicting perfectionism and emotional difficulties. Journal of Psychological Studies, 17(2), 45–60. [In Persian].

Schreiber, L. R. N., Grant, J. E & Odlaug, B. L. (2024). Emotion regulation and neurobiological mechanisms: New directions for intervention. Journal of Affective Disorders, 347, 112–121.

Taylor, G. J & Bagby, R. M. (2000). An overview of the alexithymia construct . Handbook of alexithymia, 33-52.

Torkaman, F & Moradi, A. (2020). Perfectionism and its psychological consequences. Journal of Developmental Psychology, 16(4), 35–50. [In Persian].

Waller, E & Scheidt, C. E. (2006). Somatoform disorders as disorders of affect regulation. Journal of Psychosomatic Research, 61(2), 239–246.

Wiley, J. F & Colleagues. (2022). Social context and emotional suppression in adolescence. Developmental Psychology, 58(4), 721–734.

Zarei, M. (2014). Validation of the Hill Perfectionism Inventory in Iranian university students. Journal of Educational Psychology, 10(2), 79–95. [In Persian].

Zhou, Y. Chen, S & Wang, L. (2021). Alexithymia and mental health outcomes: A longitudinal study. Journal of Affective Disorders, 281, 745–752.

Education and Exploration in Learning, Behavior and Cognition *Open Access*

Winter (2025) 1 (1): 27-42

https://doi.org/: 10.30473/elc.2026.77188.1001

ORIGINAL ARTICLE

Development and Validation of the Academic Disinterest Questionnaire in the University Environment

Mehdi Shomali Ahmadabadi [1] Atefeh Barkhordari Ahmadabadi [2]

1- PhD in Psychology, Education department, Ardakan, Yazd, Iran
2- Masters in clinical psychology, Department of Psychology, Azad University, Isfahan branch (Khorasgan), Isfahan, Iran.

Correspondence:
Atefeh Barkhordari Ahmadabadi
Email: atefeh.8449@gmail.com

Receive Date: 25/Sep/2025
Revise Date: 15/Oct/2025
Accept Date: 17/Dec/2025
Publish Date: 22/Dec/2025

Hw to cite:
Shomali Ahmadabadi, M. Barkhordari Ahmadabadi, A. (2025). Development and Validation of the Academic Disinterest Questionnaire in the University Environment, *Education and Exploration in Learning, Behavior and Cognition*, 1 (1), 27-42. https://doi.org/: 10.30473/elc.2026.77188.1001

ABSTRACT

Academic disinterest in the university environment, as a pivotal psychological construct, is linked to reduced motivation, university attendance, and academic engagement, potentially resulting in adverse outcomes such as diminished academic performance and dropout. This study purposed to develop and validate a questionnaire to assess academic disinterest in the university environment among students. Conducted as a survey and applied research in the 2024-2025 academic year in Ardakan, the study involved a sample of 375 students selected via cluster sampling. The research instruments comprised the Academic Disinterest in the University Environment Questionnaire, Pekrun's Academic Boredom Questionnaire, and Schaufeli's Academic Engagement Questionnaire. Data analysis was performed using exploratory and confirmatory factor analysis, Cronbach's alpha coefficient, Pearson correlation, KMO and Bartlett's test, and SPSS version 26 and AMOS version 24 software. Exploratory factor analysis revealed two factors—institutional barriers and negative faculty behavior—accounting for 68.404% of the total variance. Confirmatory factor analysis supported the model fit (RMSEA = 0.058; CFI = 0.972; GFI = 0.931). Convergent validity was established through a positive correlation with academic boredom (r = 0.517), while divergent validity was confirmed by a negative correlation with academic engagement (r = -0.533). The overall scale reliability, assessed via Cronbach's alpha, was 0.946. The Academic Disinterest in the University Environment Questionnaire proved to be a reliable and valid instrument for measuring disinterest among students, offering utility in identifying at-risk students and designing interventions to enhance academic engagement.

KEYWORDS

Academic Disinterest, University Environment, Questionnaire, Validation, Students.

Copyright © 2025 The Authors. Published by Payame Noor University.
This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

آموزش و کاوش در یادگیری، رفتار و شناخت

سال اول، شماره اول، زمستان ۱۴۰۴ (۲۷-۴۲)

https://doi.org/: 10.30473/elc.2026.77188.1001

«مقاله پژوهشی»

ساخت و هنجاریابی پرسشنامه بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی

مهدی شمالی احمدآبادی [۱] عاطفه برخورداری احمدآبادی [۲]

۱. دکتری روانشناسی، سازمان آموزش و پرورش، اردکان، یزد، ایران.

۲. کارشناسی‌ارشد روانشناسی بالینی، گروه روانشناسی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران.

نویسنده مسئول:

عاطفه برخورداری احمدآبادی

رایانامه: atefeh.8449@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۷/۰۳

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۸/۰۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۹/۲۶

تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۱۰/۰۱

استناد به این مقاله:

شمالی احمدآبادی، مهدی و برخورداری احمدآبادی، عاطفه. (۱۴۰۴). ساخت و هنجاریابی پرسشنامه بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی، *فصلنامه آموزش و کاوش در یادگیری، رفتار و شناخت*، ۱ (۱)، ۲۷-۴۲.

چکیده

بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی به‌عنوان یک سازه روان‌شناختی کلیدی با کاهش انگیزه حضور در دانشگاه و درگیری تحصیلی مرتبط است و می‌تواند پیامدهای منفی مانند افت عملکرد تحصیلی و ترک تحصیل را به‌دنبال داشته‌باشد. این پژوهش با هدف ساخت و هنجاریابی پرسشنامه بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی برای دانشجویان انجام شد. مطالعه حاضر از نوع پیمایشی و کاربردی بود که در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ در شهر اردکان اجرا شد. نمونه پژوهش شامل ۳۷۵ دانشجو بود که با روش نمونه‌گیری خوشه‌ای انتخاب شدند. ابزارهای پژوهش شامل پرسشنامه‌های بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی، دلزدگی تحصیلی پکران (۲۰۰۲) و اشتیاق تحصیلی شافلی (۲۰۰۲) بود. داده‌ها با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی، ضریب آلفای کرونباخ، همبستگی پیرسون، آزمون KMO و بارتلت و نرم‌افزارهای SPSS نسخه ۲۶ و AMOS نسخه ۲۴ تحلیل شدند. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی دو عامل را شناسایی کرد: موانع نهادی و رفتار منفی اساتید که ۶۸/۴۰۴ درصد از واریانس کل را تبیین کردند. تحلیل عاملی تأییدی برازش مدل را تأیید کرد (RMSEA=/۰۵۸؛ CFI =۰/۹۷۲ و GFI=۰/۹۳۱). روایی همگرا با همبستگی مثبت با دلزدگی تحصیلی (r=۰/۵۱۷) و روایی واگرا با همبستگی منفی با اشتیاق تحصیلی (r=-۰/۵۳۳) تأیید شد. پایایی کل مقیاس با استفاده از آلفای کرونباخ ۰/۹۴۶ به‌دست آمد. پرسشنامه بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی ابزار معتبری برای سنجش بی‌علاقگی در میان دانشجویان است که می‌تواند برای شناسایی دانشجویان در معرض خطر و طراحی مداخلات جهت افزایش درگیری تحصیلی استفاده شود.

واژه‌های کلیدی

بی‌علاقگی تحصیلی، محیط دانشگاهی، پرسشنامه، هنجاریابی، دانشجویان.

حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۴ ©. ناشر این مقاله، دانشگاه پیام نور است.

این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.

Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

مقدمه

دانشجویان در محیط‌های دانشگاهی با چالش‌های متعددی مواجه‌اند که می‌تواند بر انگیزه و عملکرد تحصیلی آن‌ها تأثیر منفی بگذارد (اولسون[1] و همکاران، ۲۰۲۵) مشکلات درونی مانند اضطراب، عدم احساس ارزشمندی و احساس بی‌معنایی در مسیر تحصیلی، همراه با عوامل بیرونی نظیر موانع ساختاری، مسائل شغلی و اقتصادی و فشارهای روانشناختی، تجربه تحصیلی را پیچیده‌تر می‌کنند (لیو و همکاران[2]، ۲۰۲۳). اگرچه علل مختلفی را می‌توان برای بی‌انگیزگی تحصیلی در دانشجویان ذکر کرد اما مواردی چون امکانات ناکافی، برنامه‌ریزی نامناسب درسی و عدم حمایت نهادی از جمله موانع ساختاری هستند که انگیزه دانشجویان را کاهش می‌دهند (شوهیدان[3] و همکاران، ۲۰۲۵). همچنین، رفتارهای منفی برخی اساتید، مانند برخوردهای نامناسب یا تبعیض، به احساس بیگانگی و نارضایتی تحصیلی منجر می‌شود (اردال[4] و همکاران، ۲۰۲۵). این عوامل در کنار هم، به کاهش تعلق به محیط دانشگاهی و از دست رفتن اشتیاق به تحصیل می‌انجامند (و انگ[5] و همکاران، ۲۰۲۵). یکی از مشکلاتی که به نظر می‌رسد روند رو به رشدی داشته، بی‌علاقگی تحصیلی در محیط‌های تحصیلی و از جمله دانشگاه‌ها است (شن[6] و همکاران، ۲۰۲۱). بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی[7] با متغیرهایی چون دلزدگی تحصیلی[8]، فرسودگی تحصیلی[9]، دلبستگی تحصیلی[10] و درگیری تحصیلی[11] ارتباط دارد. این مفهوم شامل بی‌توجهی به فعالیت‌های آموزشی و کاهش تمایل به حضور در دانشگاه و شامل حالتی عاطفی و شناختی است که در آن دانشجویان احساس عدم علاقه، خستگی، بی‌حوصلگی یا بی‌تفاوتی نسبت به فعالیت‌های مرتبط با دانشگاه از خود نشان می‌دهند؛ مسأله‌ای که به نظر می‌رسد به‌خصوص در سال‌های اخیر پس از همه‌گیری کووید-۱۹ افزایش یافته‌است (همیلتون[12]، ۲۰۲۴). یادگیرندگان که علاقه کمتری به محیط‌های آموزشی دارند، عملکرد تحصیلی ضعیف‌تری داشته و تمایل بیشتری به ترک تحصیل نشان می‌دهند (کوشیر[13] و همکاران، ۲۰۲۳).

بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی می‌تواند ناشی از عوامل مختلفی از جمله تعاملات منفی با اساتید، کمبود امکانات آموزشی، برنامه‌ریزی نامناسب درسی و احساس بی‌معنایی محتوای آموزشی باشد (مدنی و آقابابایی، ۱۴۰۳؛ مهدیه، ۱۴۰۰؛ سیموندز[14] و همکاران، ۲۰۲۵). علاوه بر این، مشکلات اقتصادی و اجتماعی، مانند فقر و کمبود منابع آموزشی در مناطق محروم، نیز به تشدید بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی منجر شده‌است (فیتزجرالد[15] و همکاران، ۲۰۲۴). آینده مبهم و مشکلات شغلی دانشجویان، مشکلات ساختاری نهادهای دولتی و مهاجرت بسیاری از دانشجویان که در سال‌های اخیر شدت بیشتری نیز گرفته، بر بی‌علاقگی تحصیلی در محیط‌های دانشگاهی مؤثر است (جلالی و همکاران، ۱۴۰۴). این مشکلات نه‌تنها بر پیشرفت تحصیلی تأثیر منفی می‌گذارند، بلکه می‌توانند پیامدهای بلندمدتی مانند ترک تحصیل و کاهش سرمایه انسانی در جامعه داشته‌باشند (کوشیر و همکاران، ۲۰۲۳). بنابراین، شناسایی دقیق عوامل ایجادکننده بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی و طراحی ابزارهای معتبر برای سنجش آن، گامی اساسی در جهت بهبود وضعیت آموزشی است. ارزیابی دقیق بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی با استفاده از ابزارهای روان‌سنجی معتبر، امکان شناسایی عوامل ایجادکننده آن و طراحی مداخلات مناسب را فراهم می‌کند (ویرث[16] و همکاران، ۲۰۲۵). بنابراین، توسعه ابزارهایی که بتوانند این سازه را به‌صورت دقیق و بومی در جامعه ایران ارزیابی کنند، ضروری است.

ابزارهای متعددی برای سنجش سازه‌های مرتبط با بی‌علاقگی تحصیلی، از جمله فرسودگی تحصیلی، دلزدگی تحصیلی، اشتیاق تحصیلی و درگیری تحصیلی، طراحی و هنجاریابی شده‌اند. این

1 . Olson
2 . Liu
3 . Shuhidan
4 . Erdal
5 . Wang
6 . Shen
7 . Academic Disinterest in the University Environment
8 . Academic boredom
9 . Academic burnout
10 . Academic Attachment
11 . Academic engagement
12 . Hamilton
13 . Košir
14 . Symonds
15 . Fitzgerald
16 . Wirth

ابزارها برای ارزیابی دقیق ویژگی‌های روان‌سنجی در جمعیت‌های مختلف، به‌ویژه دانش‌آموزان، توسعه‌یافته‌اند، اما کاربرد آن‌ها در محیط‌های دانشگاهی با محدودیت همراه است. پرسشنامه ۱۵ سؤالی فرسودگی مربوط به مدرسه[1] توسط سالما —آرو و ناآتانن[2] (۲۰۰۵) و بر اساس مقیاس فرسودگی برگن[3] ساخته شده‌است و دارای سه مؤلفه خستگی هیجانی، بدبینی و کارایی است (به نقل از گربر[4] و همکاران، ۲۰۱۸). سالما —آرو و همکاران (۲۰۰۹)، شاخص برازندگی تطبیقی(CFI) را ۰/۹۶ و شاخص میانگین مجذورات خطای تقریب (RMSEA) را ۰/۰۶ گزارش کردند. بدری گرگری و همکاران (۱۳۹۱)، شاخص برازندگی تطبیقی (CFI) را ۰/۹۲ و شاخص میانگین مجذورات خطای تقریب (RMSEA) را ۰/۰۶۷ و پایایی کل ابزار را ۰/۸۶ گزارش کردند. با این حال این ابزار برای دانشجویان و محیط‌های دانشگاهی طراحی نشده است. مقیاس دلزدگی در کلاس درس[5] نیز توسط فهلمن[6] و همکاران (۲۰۰۹) با ۱۰ سؤال و ۲ زیرمقیاس طراحی شده و در جامعه دانش‌آموزان متوسطه هنجاریابی شده‌است. این ابزار بر احساسات منفی مرتبط با محیط کلاس تمرکز دارد (فهلمن و همکاران، ۲۰۰۹) و مبتنی بر محیط‌های دانشگاهی نیست. پکران[7] و همکاران (۲۰۰۲ و ۲۰۰۵) یکی از زیرمقیاس‌های هیجان‌های تحصیلی را به مقیاس ۱۴ سؤالی دلزدگی تحصیلی اختصاص داده و شاخص‌های روایی آن را مطلوب و پایایی (آلفای کرونباخ) را ۰/۹۲ گزارش کردند. کدیور و همکاران (۱۳۸۸) آن را در جامعه دانش‌آموزان دبیرستانی هنجاریابی و شاخص‌های روانسنجی آن را مطلوب گزارش کردند. مظلومیان و همکاران (۱۳۹۶) روایی سازه ابزار را تائید و بارهای عاملی را بین ۰/۵۲ تا ۰/۸۲ و آلفای کرونباخ را برای دلزدگی در کلاس و یادگیری و کل ابزار به‌ترتیب ۰/۸۷، ۰/۸۶ و ۰/۸۹ گزارش کردند. این ابزار نیز اختصاصاً برای دانشجویان و محیط‌های دانشگاهی طراحی نشده است.

علاوه بر این، ابزارهایی مانند پرسشنامه ۱۵ سؤالی اشتیاق تحصیلی دانش‌آموزان[8] توسط فردریکز[9] و همکاران (۲۰۰۴) با سه مؤلفه شناختی، عاطفی و رفتاری معرفی شده‌است. سازندگان روایی ابزار را مطلوب و پایایی آن را ۰/۸۶ گزارش کردند. این ابزار به‌طور غیرمستقیم، بی‌علاقگی تحصیلی را از طریق سنجش سطح درگیری تحصیلی ارزیابی می‌کند. در ایران امیر ارده جانی (۱۴۰۱) پایایی کل ابزار را از طریق محاسبه آلفای کرونباخ ۰/۷۶ و حیدری و همکاران (۱۴۰۳) ۰/۸۳ گزارش کردند. با این حال این ابزار نیز برای دانشجویان و محیط‌های دانشگاهی طراحی نشده است. شافلی و همکاران (۲۰۰۲) نیز مقیاس اشتیاق تحصیلی را طراحی کردند. این ابزار شامل ۱۷ گویه و ۳ بعد نیرومندی، وقف خود و جذب است. سازندگان روایی محتوایی ابزار را تائید و پایایی آن را با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۷۳ گزارش کردند. در ایران نعامی و پیریایی (۱۳۹۱) نیز در پژوهش خود پایایی اشتیاق تحصیلی را ۰/۸۹، شاخص برازندگی تطبیقی (CFI) را ۰/۹۹ و شاخص میانگین مجذورات خطای تقریب (RMSEA) را ۰/۰۶ گزارش کردند. قدم پور و همکاران (۱۳۹۶)، نیز پایایی اشتیاق تحصیلی را ۰/۸۸ و شاخص‌های تحلیل عاملی تائیدی را مطلوب و بارهای عاملی را بین ۰/۴۴۲ تا ۰/۹۶۱ گزارش کردند. با این حال هیچ‌یک از این ابزارها مستقیماً برای سنجش بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی طراحی نشده است و از این جهت شکاف پژوهشی مهمی وجود دارد.

در خصوص اهمیت و ضرورت انجام این مطالعه نیز می‌توان گفت ساخت و هنجاریابی ابزارهای بومی برای سنجش بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی به‌دلایل متعددی از اهمیت و ضرورت زیادی برخوردار است. نخست، تفاوت‌های فرهنگی و اجتماعی در نظام دانشگاهی ایران، مانند تأثیر عوامل اقتصادی، ساختار سنتی آموزشی و روابط استاد–دانش‌آموز، نیازمند ابزارهایی است که به‌طور خاص برای این زمینه طراحی شده باشند (شمالی و برخورداری، ۱۴۰۳). همچنین، ابزارهای خارجی، حتی در صورت هنجاریابی در ایران، ممکن است به‌طور کامل با نیازها و ویژگی‌های دانشجویان ایرانی همخوانی نداشته‌باشند، زیرا عوامل زمینه‌ای مانند فشارهای خانوادگی، نظام آموزشی

1 . school-Burnout Inventory
2 . Salmela-Aro & Näätänen
3 . bergen
4 . Gerber
5 . Classroom Boredom Scale
6 . Fahlman
7 . Pekrun
8 . student Engagement in Schools Questionnair
9 . Fredricks

دانشگاه‌های ایران تفاوت‌هایی با دانشگاه‌های کشورهای دیگر دارد. علاوه بر این، ابزارهای بومی می‌توانند به شناسایی دقیق‌تر علل بی‌علاقگی تحصیلی در محیط‌های دانشگاهی کمک کنند و راه را برای طراحی مداخلات هدفمند هموار سازند (شمالی و برخورداری، ۱۴۰۳). در نهایت، هنجاریابی بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی در جامعه ایران امکان مقایسه نتایج در سطح کلان و ارائه هنجارهای بومی برای دانشجویان را فراهم می‌کند، که این امر در برنامه‌ریزی آموزشی و سیاست‌گذاری‌های کلان آموزشی نقش کلیدی. بنابراین مطالعه حاضر با هدف ساخت و هنجاریابی پرسشنامه بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی انجام شد.

روش

این پژوهش از نظر ماهیت از نوع پژوهش‌های پیمایشی و به‌لحاظ هدف از نوع مطالعات کاربردی است که در آن به اعتباریابی بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی در جامعه دانشجویان شهر اردکان در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ پرداخته شد. جامعه آماری تحقیق دانشجویان اردکان با تعداد تقریبی ۶۰۰۰ نفر بودند. از آنجا که در مدل‌سازی معادلات ساختاری حداقل حجم نمونه بر اساس متغیرهای پنهان و نه متغیرهای مشاهده‌پذیر تعیین می‌شود؛ (۵ تا ۲۰ نمونه برای هر عامل یا متغیر پنهان لازم است)، اما به‌طور کلی حداقل ۳۰۰ نمونه توصیه شده‌است (هو[1]، ۲۰۰۸).

نمونه‌گیری به‌روش خوشه‌ای انجام شد. در مرحله نخست، از بین دانشگاه‌های شهر اردکان، ۳ دانشگاه (دانشگاه پیام‌نور، آزاد، دولتی) به‌صورت تصادفی انتخاب شدند و سپس نمونه پژوهش بر اساس معیارهای ورود به مطالعه انتخاب شد. معیارهای ورود به مطالعه شامل: تحصیل در یکی از دانشگاه‌های شهر اردکان، داشتن رضایت برای شرکت در پژوهش و معیارهای خروج از مطالعه نیز شامل عدم دقت در پاسخ‌گویی به سؤالات مقیاس در نظر گرفته شد. به‌منظور جمع‌آوری اطلاعات، پس از انجام هماهنگی با مسئولین دانشگاه‌های انتخاب‌شده، سؤالات به‌صورت برخط طراحی و پس از برگزاری جلسات توجیهی، در گروه‌های مجازی دانشگاه منتشر شد. ابزار پژوهش به‌گونه‌ای طراحی شده بود که افراد فاقد معیارهای ورود فقط به بخشی از سؤالات دسترسی داشتند تا از ورود آن‌ها به مطالعه جلوگیری شود. در این پژوهش، محرمانه بودن داده‌ها و عدم وجود مشکلات قانونی و مالی و عدم تضاد با ارزش‌های فرهنگی و مذهبی برای شرکت‌کنندگان به‌عنوان ملاحظات اخلاقی تضمین شد.

ابزارها

پرسشنامه بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی[2]: فرم اولیه این مقیاس که یک معیار خودگزارشی است، به‌منظور ارزیابی بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی طراحی شد. در ابتدا ۲۰ سؤال بر اساس مصاحبه‌های عمیق انجام شده با دانشجویانی که معیارهای بی‌علاقگی تحصیل داشتند، طراحی شد. به‌منظور بهبود کیفیت سؤالات؛ منابع پژوهشی، ابزارهای موجود، نظر خبرگان دانشگاهی و غیر دانشگاهی نیز در نظر گرفته شد. در نهایت به‌منظور بررسی روایی محتوایی و پس از کسب نظر خبرگان و ادغام برخی از سؤالات، به ۱۶ سؤال کاهش یافت و فرم نهایی پس از بررسی شاخص‌های روانسجی شامل ۱۴ سؤال بود. پاسخ‌گویی به سؤالات در یک مقیاس ۵ گزینه‌ای شامل کاملاً مخالفم تا کاملاً موافقم (۵)، انجام‌می‌شود.

پرسشنامه دلزدگی تحصیلی: پکران و همکاران (۲۰۰۲ و ۲۰۰۵) یکی از زیرمقیاس‌های هیجان‌های تحصیلی را به مقیاس ۱۴ سؤالی دلزدگی تحصیلی اختصاص داده و شاخص‌های روایی آن را مطلوب و پایایی (آلفای کرونباخ) را ۰/۹۲ گزارش کردند. کدیور و همکاران (۱۳۸۸) آن را در جامعه دانش‌آموزان دبیرستانی هنجاریابی و شاخص‌های روانسنجی آن را مطلوب گزارش کردند. مظلومیان و همکاران (۱۳۹۶) روایی سازه ابزار را تائید و بارهای عاملی را بین ۰/۵۲ تا ۰/۸۲ و آلفای کرونباخ را برای دلزدگی در کلاس و یادگیری و کل ابزار به‌ترتیب ۰/۸۷، ۰/۸۶ و ۰/۸۹ گزارش کردند. در پژوهش حاضر نتایج تحلیل عاملی تائیدی نشان داد بارهای عاملی بالای ۰/۴، خطای تقریب (RMSEA) ۰/۰۷۷، شاخص نیکویی برازش (GFI) برابر با ۰/۹۱۵، شاخص برازندگی تطبیقی (CFI) برابر با ۰/۹۲۷ به‌دست

1 . Hoe

2 . Academic Disinterest Questionnaire in the University Environment

آمد. در پژوهش حاضر نیز پایایی مقیاس با استفاده از آلفای کرونباخ محاسبه و ۰/۷۸۳ به‌دست آمد

پرسشنامه اشتیاق تحصیلی: شافلی و همکاران (۲۰۰۲) مقیاس اشتیاق تحصیلی را طراحی کردند. این ابزار شامل ۱۷ گویه و ۳ بعد نیرومندی، وقف خود و جذب است. سازندگان روایی محتوایی ابزار را تائید و پایایی آن را با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۷۳ گزارش کردند. در ایران نعامی و پیریایی (۱۳۹۱) نیز در پژوهش خود پایایی اشتیاق تحصیلی را ۰/۸۹، شاخص برازندگی تطبیقی (CFI) را ۰/۹۹ و شاخص میانگین مجذورات خطای تقریب (RMSEA) را ۰/۰۶ گزارش کردند. قدم پور و همکاران (۱۳۹۶)، نیز پایایی اشتیاق تحصیلی را ۰/۸۸ و شاخص‌های تحلیل عاملی تائیدی را مطلوب و بارهای عاملی را بین ۰/۴۴۲ تا ۰/۹۶۱ گزارش کردند. در پژوهش حاضر نتایج تحلیل عاملی تائیدی نشان داد بارهای عاملی بالای ۰/۴، خطای تقریب (RMSEA) ۰/۰۶۷، شاخص نیکویی برازش (GFI) برابر با ۰/۹۳۷، شاخص برازندگی تطبیقی (CFI) برابر با ۰/۹۵۵ به‌دست آمد. در پژوهش حاضر نیز پایایی مقیاس با استفاده از آلفای کرونباخ محاسبه و ۰/۷۳۶ به‌دست آمد.

روش

برای طراحی اولیه سؤالات، از منابع اطلاعاتی متنوعی استفاده شد. این منابع شامل مصاحبه‌های عمیق با ۱۳ دانشجوی دختر و ۷ دانشجوی پسر مشغول به تحصیل در دانشگاه‌های شهر اردکان که علائم بی‌علاقگی داشتند، ابزارهای موجود، نظرات خبرگان دانشگاهی و غیر دانشگاهی و مقالات مرتبط بود. در نهایت، این اطلاعات جمع‌بندی و با کسب نظر خبرگان تحلیل شدند. در مرور ادبیات، تمرکز بر تدوین فهرستی از بی‌علاقگی تحصیلی بود که در نهایت در ۲۰ سؤال خلاصه شد. سپس با بازبینی سؤالات و دریافت نظرات خبرگان، موارد و ابعاد همپوشان شناسایی، ترکیب یا بازسازماندهی شدند و تعداد سؤالات به ۱۶ مورد کاهش یافت. برای تأیید روایی محتوایی پرسشنامه، از دو شاخص نسبت روایی محتوایی (CVR) و شاخص روایی محتوایی (CVI) استفاده شد. ۷ خبره با تخصص در روان‌شناسی، روان‌شناسی تربیتی و علوم تربیتی دعوت شدند تا ۱۶ آیتم باقیمانده را ارزیابی کنند. خبرگان هر آیتم را از نظر ضرورت (CVR) و ارتباط با سازه (CVI) بررسی کردند. نتایج نشان داد که CVR تمامی آیتم‌های باقی‌مانده بالاتر از ۰/۶۰ بود که مطلوب است (لاوشی[1]، ۱۹۷۵). همچنین، CVI هر آیتم بالاتر از ۰/۷۷ و CVI کل مقیاس ۰/۹۳۳ بود که روایی محتوایی مناسبی را نشان‌می‌دهد. بر این اساس، آیتم‌هایی با CVR کمتر از ۰/۶۰ حذف و در نهایت، ۱۶ سؤال به‌عنوان گویه‌های نهایی پرسشنامه انتخاب شدند. در مرحله بعد، ابزار روی یک نمونه مقدماتی ۹۷ نفری بررسی شد. در مطالعه اول ۲ سؤال نیز به‌دلیل بارهای عاملی کمتر از ۰/۴ حذف شدند و پایایی کل مقیاس ۰/۸۸۲ به‌دست آمد. فرم نهایی پرسشنامه پس از انجام تحلیل عاملی اکتشافی شامل ۲ زیرمقیاس موانع نهادی[2] و رفتار منفی اساتید[3] با حداقل نمره ۱۴ و حداکثر نمره ۶۰ بود. کسب نمره بالاتر نشان‌دهنده بی‌علاقگی تحصیلی بیشتر در محیط دانشگاهی است. در مرحله بعد، داده‌های اصلی طی یک ماه جمع‌آوری شدند. در این مدت ۳۹۳ نفر به سؤالات پاسخ دادند. از این تعداد، ۲۸۹ نفر معیارهای ورود به پژوهش را داشتند. سپس پس از بررسی داده‌ها و حذف پاسخ‌های نامعتبر یا ناقص، ۳۷۵ پاسخ تحلیل شدند. برای بررسی روایی همگرا از پرسشنامه دلزدگی تحصیلی پکران (۲۰۰۲) و برای بررسی روایی واگرا از پرسش‌نامه اشتیاق تحصیلی شافلی و همکاران (۲۰۰۲)، استفاده شد. همسانی درونی مقیاس از طریق محاسبه همبستگی هر سؤال با نمره کل بررسی شد. همچنین، برای ارزیابی روایی سازه، از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی استفاده شد. علاوه بر این، پایایی مقیاس با استفاده از آلفای کرونباخ محاسبه شد. داده‌های پژوهش با استفاده از روش‌های زیر تحلیل شدند: آمار توصیفی، ضرایب آلفای کرونباخ، همبستگی پیرسون، آزمون KMO، آزمون بارتلت و چرخش متعامد. تحلیل‌ها با استفاده از نسخه ۲۶ نرم‌افزار SPSS و نسخه ۲۴ نرم‌افزار AMOS انجام شد.

یافته‌ها

بررسی ویژگی‌های جمعیت‌شناختی شرکت‌کنندگان نشان داد از مجموع ۳۷۵ شرکت‌کننده در پژوهش، ۲۱۶ نفر (۵۷/۶ درصد) دختر و ۱۵۹ نفر (۴۲/۴ درصد) نیز پسر بودند. میانگین و

1 . Lawshe
2 . Structural Barriers
3 . Negative Faculty Behavior

انحراف‌معیار نمرات متغیرهای پژوهش به تفکیک متغیرهای جمعیت‌شناختی در جدول ۱ ارائه شده‌است.

جدول ۱. میانگین و انحراف‌معیار بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی به تفکیک جنسیت (N=۳۷۵)

متغیر	مولفه	بی‌علاقگی کل	موانع نهادی	رفتار منفی اساتید
		میانگین (انحراف‌معیار)		
جنسیت	دختر (N=۲۱۶)	۴۰/۹۸(۱۲/۸۲)	۲۳/۶۷(۷/۷۵)	۱۷/۳۱(۶/۸۱)
	پسر (N=۱۵۹)	۴۰/۵۳(۱۱/۱۲)	۲۳/۵۵(۶/۸۱)	۱۶/۹۸(۵/۳۳)
مقطع تحصیلی	فوق‌دیپلم (N=۳۸)	۴۱/۶۱(۱۱/۷۴)	۲۴/۱۱(۷/۰۶)	۱۷/۵۰(۵/۶۳)
	کارشناسی (N=۱۷۲)	۴۰/۷۲(۱۲/۰۵)	۲۳/۵۳(۷/۳۹)	۱۷/۱۶(۵/۶۲)
	تحصیلات تکمیلی (N=۱۶۵)	۴۰/۶۰(۱۶/۵۴)	۲۳/۴۰(۹/۶۴)	۱۷/۲۰(۷/۲۰)
نوع دانشگاه	دولتی (N=۱۰۷)	۴۰/۸۷(۱۲/۷۴)	۲۳/۷۶(۷/۷۹)	۱۷/۱۱(۵/۷۰)
	آزاد (N=۱۲۳)	۴۱/۳۹(۱۳/۲۳)	۲۳/۵۶(۷/۸۲)	۱۷/۸۲(۶/۲۱)
	پیام‌نور (N=۱۴۵)	۴۱/۲۳(۱۰/۴۱)	۲۴/۱۴(۶/۷۸)	۱۷/۰۹(۵/۴۶)
وضعیت معدل تحصیلی	بین ۱۸ تا ۲۰ (N=۱۲۳)	۴۰/۸۶(۱۲/۶۵)	۲۳/۷۱(۷/۶۷)	۱۷/۱۵(۵/۸۹)
	بین ۱۵ تا ۱۸ (N=۱۶۱)	۴۰/۷۲(۱۲/۴۱)	۲۳/۴۳(۷/۵۹)	۱۷/۲۸(۵/۶۲)
	کمتر از ۱۵ (N=۹۱)	۴۲/۴۴(۱۲/۳۶)	۲۴/۶۳(۶/۸۳)	۱۷/۸۱(۶/۳۸)
کجی		۰/۵۳۹	۰/۷۸۱	-۰/۲۷۷
کشیدگی		-۰/۹۳۷	۰/۲۳۶	-۰/۵۴۸

نتایج جدول ۱ نشان‌می‌دهد بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی در دختران مشابه پسران بوده است؛ بیشترین بی‌علاقگی مربوط به دانشجویان مشغول به تحصیل در دوره فوق‌دیپلم بوده است؛ دانشجویان دانشگاه دولتی در مقایسه با سایر دانشگاه‌ها بی‌علاقگی تحصیلی کمتری در محیط دانشگاهی داشتند و نمرات ضعیف‌تر تحصیلی با بی‌علاقگی تحصیلی بیشتر در محیط دانشگاهی همراه بوده است. همچنین نتایج نشان داد مقدار کجی و کشیدگی در بازه مجاز ۲ تا ۲- قرار دارد که حاکی از نرمال بودن توزیع نمرات است. به‌منظور تحلیل عاملی اکتشافی ابتدا امکان انجام دادن تحلیل عاملی بر روی نمونه پژوهش با استفاده از آزمون بارتلت و شاخص کفایت نمونه‌برداری KMO بررسی شد. مقدار KMO و آزمون کرویت بارتلت برای پرسشنامه بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی در جدول ۲ ارائه شده‌است.

جدول ۲. مقدار KMO و آزمون کرویت بارتلت برای بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی

آزمون کفایت نمونه‌برداری (KMO)		۰/۹۳۸
آزمون کرویت بارتلت	تخمین خی دو	۲۹۵۵/۳۸۸
	درجه آزادی	۹۱
	معنی‌داری	۰/۰۰۱

مطابق جدول ۲ مقدار KMO در پرسشنامه بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی برابر ۰/۹۳۸ به‌دست آمد. با توجه به اینکه اندازه KMO بالاتر از ۰/۷ است می‌توان تحلیل عاملی را انجام داد و داده‌ها از کفایت حجم نمونه برخوردار است. همچنین مقدار خی ۲ در آزمون کرویت بارتلت (۲۹۵۵/۳۸۸) و معنی‌دار به‌دست آمد (P <۰ / ۰۰۱). بنابراین علاوه بر کفایت نمونه‌برداری انجام دادن تحلیل عاملی نیز پذیرفتنی است.

همچنین نتایج همبستگی غیر تصویری[1] و قطر اصلی آن (معیار بالای ۰/۷) نشان داد که داده‌های این پژوهش قابلیت استخراج عوامل را دارد و کفایت نمونه با توجه به ضرایب همبستگی بین گویه‌ها و ضرایب قطر اصلی ماتریس همبستگی مناسب است. واریانس کل توضیح داده شده، مقادیر ماتریس مؤلفه‌ها و مشترکات در جدول ۳ ارائه شده‌است.

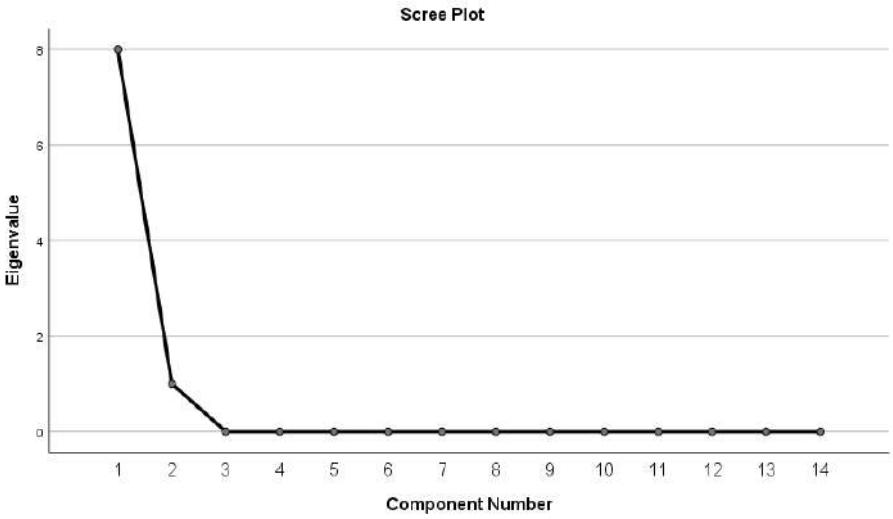
جدول ۳. واریانس کل توضیح داده شده، مقادیر ماتریس مؤلفه‌ها و مشترکات

شماره	مشترکات	مؤلفه‌ها پس از چرخش	مقادیر ویژه اولیه			مجموع بارهای مربعی			مجموع چرخش بارهای مربعی		
			کل	درصد واریانس	درصد تجمعی	کل	درصد واریانس	درصد تجمعی	کل	درصد واریانس	درصد تجمعی
۱	۰/۵۷۲	۰/۷۲۷	۸/۲۹۱	۵۹/۲۲۲	۵۹/۲۲۲	۸/۲۹۱	۵۹/۲۲۲	۵۹/۲۲۲	۴/۹۵۸	۳۵/۴۱۳	۳۵/۴۱۳
۲	۰/۶۵۳	۰/۶۸۵	۱/۲۸۶	۹/۱۸۳	۶۸/۴۰۴	۱/۲۸۶	۹/۱۸۳	۶۸/۴۰۴	۴/۶۱۹	۳۲/۹۹۱	۶۸/۴۰۴
۳	۰/۷۵۲	۰/۸۰۸	۰/۸۷۵	۶/۲۴۸	۷۴/۶۵۲						
٤	۰/۷۷۳	۰/۸۱۶	۰/۵۴۱	۳/۸۶۳	۷۸/۵۱۵						
۵	۰/۶۹۱	۰/۷۶۴	۰/۵۴۲	۳/۷۴۲	۸۲/۲۵۷						
٦	۰/۷۸۰	۰/۸۱۰	۰/۴۱۹	۲/۹۹۴	۸۵/۲۵۱						
۷	۰/۵۱۶	۰/۵۶۷	۰/۳۹۶	۲/۸۲۸	۸۸/۰۷۹						
۸	۰/۶۰۱	۰/۶۰۰	۰/۳۰۲	۲/۱۵۸	۹۰/۲۳۷						
۹	۰/۶۵۵	۰/۷۶۳	۰/۲۸۲	۲/۰۱۸	۹۲/۲۵۵						
۱۰	۰/۷۸۴	۰/۸۴۲	۰/۲۷۵	۱/۹۶۴	۹۴/۲۱۹						
۱۱	۰/۷۷۲	۰/۸۳۵	۰/۲۳۳	۱/۶۶۶	۹۵/۸۸۶						
۱۲	۰/۶۸۳	۰/۷۸۰	۰/۲۱۳	۱/۵۲۴	۹۷/۴۰۹						
۱۳	۰/۷۲۵	۰/۷۵۹	۰/۲۰۴	۱/۴۵۵	۹۸/۸۶۴						
۱٤	۰/۶۲۰	۰/۶۶۱	۰/۱۵۹	۱/۱۳۶	۱۰۰/۰۰۰						

جدول ۳ تحلیل عاملی اکتشافی با استفاده از روش مؤلفه‌های اصلی و چرخش واریماکس[2] را نشان‌می‌دهد. بر اساس معیار کایزر، دو مؤلفه با مقادیر ویژه بیشتر از ۱ شناسایی شدند که ۶۸/۴۰۴ درصد از واریانس کل را توضیح می‌دهند. پس از چرخش، این عوامل به‌ترتیب ۳۵/۴۱۳ و ۳۲/۹۹۱ درصد از واریانس را تبیین کردند. مشترکات پس از استخراج در بازه ۰/۵۱۶ تا ۰/۷۸۴ قرار دارند که نشان‌دهنده تفاوت در میزان توضیح واریانس متغیرها توسط عوامل است. نمودار اسکری برای تعیین تعداد عوامل مقیاس در شکل ۱ ارائه شده‌است.

1 . Anti-image Correlation

2 . Varimax



شکل ۱. نمودار اسکری برای تعیین تعداد عوامل مقیاس

نمودار اسکری نشان‌می‌دهد که پرسشنامه بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی ۲ عاملی است و با توجه به شیب دامنه، ۲ عامل تشکیل دهنده مقیاس، بالاتر از شیب خط بوده و بقیه عوامل در یک محدوده و نزدیک به‌هم قرار دارند. پیش از انجام تحلیل عاملی تائیدی، ضریب آلفای کرونباخ گویه‌های مقیاس و همبستگی آیتم تصحیح‌شده هر گونه با نمره کل مقیاس بررسی شد، پس از بررسی ضریب آلفای کرونباخ هر گویه به‌روش لوپ، مشخص شد که همه گویه‌های مقیاس نقش مناسبی در افزایش ضریب همسانی درونی کل آزمون داشتند. شاخص‌های توصیفی و نقش گویه‌های آزمون در همسانی درونی کل آزمون در جدول ۴ ارائه شده‌است.

جدول ٤. شاخص‌های توصیفی و نقش گویه‌های آزمون در همسانی درونی کل آزمون

گویه‌ها در هر عبارت کدام گزینه بهتر شما را توصیف می‌کند؟	همبستگی آیتم تصحیح‌شده-کل	ضریب آلفای کرونباخ در صورت حذف گویه	بار عاملی
عامل ۱: رفتار اساتید			
۱. برخوردهای نامناسب اساتید باعث شده که دیگر تمایل به رفتن به دانشگاه نداشته باشم.	۰/۶۰۱	۰/۹۶۴	۰/۶۶۴
۲. نداشتن بنیه علمی یا تدریس ضعیف اساتید مرا به جایی رساند که دیگر نخواهم به دانشگاه بروم.	۰/۷۴۱	۰/۹۴۲	۰/۷۸۶
۳. تجربه‌های منفی مثل تبعیض یا آزار و اذیت اساتید مرا به جایی رسانده که دیگر نخواهم به دانشگاه بروم.	۰/۷۴۳	۰/۹۴۲	۰/۸۸۵
۴. احساس نادیده گرفته شدن یا عدم توجه به نظراتم از سوی اساتید باعث شده که دیگر نخواهم به دانشگاه بروم.	۰/۷۶۰	۰/۹۴۲	۰/۸۵۸
۵. سخت‌گیری‌های اساتید مثل امتحانات دشوار یا تکالیف زیاد باعث شده که دیگر تمایل به رفتن به دانشگاه نداشته باشم.	۰/۷۲۱	۰/۹۴۳	۰/۷۵۳
۶. احساس خستگی یا فشارهای روانی ناشی از اساتید باعث شده که دیگر نخواهم ادامه تحصیل دهم.	۰/۷۷۶	۰/۹۴۱	۰/۸۵۱
عامل ۲: موانع نهادی			

۷. نداشتن فرصت‌های شغلی یا تحصیلی آینده‌دار باعث شده که دیگر نخواهم به دانشگاه بروم.	۰/۶۷۱	۰/۹۴۴	۰/۶۳۲
۸. عدم ارتباط محتوای درسی با علایق یا نیازهای من باعث شده که دیگر تمایل به رفتن به دانشگاه نداشته باشم.	۰/۷۳۴	۰/۹۴۲	۰/۶۷۶
۹. ضعیف بودن محتوای دروس باعث شده که دیگر تمایل به رفتن به دانشگاه نداشته باشم.	۰/۶۹۵	۰/۹۴۳	۰/۶۹۳
۱۰. امکانات ناکافی و محیط نامناسب آموزشی باعث شده که دیگر تمایل به رفتن به دانشگاه نداشته باشم.	۰/۷۵۸	۰/۹۴۲	۰/۷۷۵
۱۱. بی‌نظمی بیش از حد محیط آموزشی باعث شده که دیگر تمایل به رفتن به دانشگاه نداشته باشم.	۰/۷۵۳	۰/۹۴۲	۰/۸۰۳
۱۲. عدم دسترسی به منابع آموزشی مناسب (مثل کتابخانه یا اینترنت) باعث شده که دیگر نخواهم به دانشگاه بروم.	۰/۷۰۵	۰/۹۴۳	۰/۷۸۲
۱۳. به‌دلیل نبود حمایت از سوی دانشگاه دیگر نمی‌خواهم درس بخوانم.	۰/۷۷۶	۰/۹۴۱	۰/۸۷۵
۱۴. برنامه‌ریزی نامناسب کلاس‌ها یا زمان‌بندی درسی باعث شده که دیگر تمایل به رفتن به دانشگاه نداشته باشم.	۰/۷۳۰	۰/۹۴۲	۰/۷۹۹

همان‌گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، همه گویه‌های آزمون از همبستگی مناسبی با نمره کل مقیاس برخوردار هستند و ضریب همبستگی همه گویه‌ها، بیشتر از ۰/۴ (۰/۶۰۱ تا ۰/۷۷۶) است. همچنین نتایج جدول ۴ نشان‌می‌دهد که بارهای عاملی هر یک از سؤالات در محدوده ۰/۶۳۲ تا ۰/۸۸۵ و بالاتر از ۰/۴ قرار دارد که مطلوب است. به‌منظور بررسی روایی همگرا و واگرا، ضرایب همبستگی بین مقیاس دلزدگی تحصیلی و اشتیاق تحصیلی با پرسشنامه بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی محاسبه شد که نتایج آن در جدول ۵ ارائه شده‌است.

جدول ۵. ضرایب بین دلزدگی تحصیلی و اشتیاق تحصیلی با بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی به‌منظور بررسی روایی همگرا و واگرا

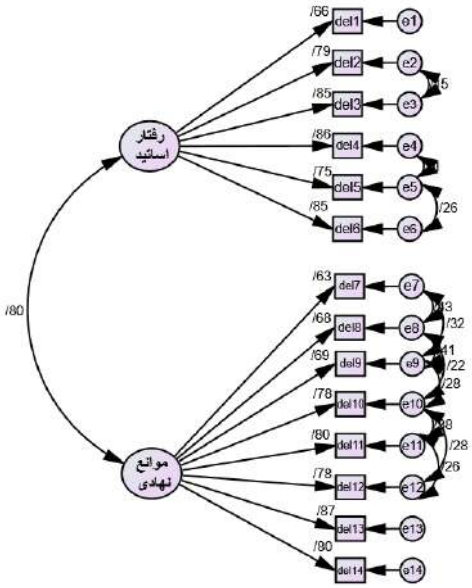
متغیر پیش‌بین	متغیر ملاک	ضریب همبستگی	سطح معنی‌داری
دلزدگی تحصیلی	بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی	۰/۵۱۷	۰/۰۰۱
اشتیاق تحصیلی		−۰/۵۳۳	۰/۰۰۱
دلزدگی تحصیلی	رفتار منفی اساتید	۰/۵۶۴	۰/۰۰۱
اشتیاق تحصیلی		−۰/۵۸۹	۰/۰۰۱
دلزدگی تحصیلی	موانع نهادی	۰/۴۱۲	۰/۰۰۱
اشتیاق تحصیلی		−۰/۵۳۸	۰/۰۰۱

نتایج جدول ۵ نشان‌می‌دهد که بین دلزدگی تحصیلی و بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی رابطه مثبت معنی‌دار (r=۰/۵۱۷ ؛P<۰/۰۰۱) و بین اشتیاق تحصیلی و بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی رابطه منفی معنی‌دار (P<۰/۰۰۱؛ r=−۰/۵۳۳) وجود دارد که روایی همگرا و واگرا را نشان‌می‌دهد. شاخص‌های برازندگی تحلیل عاملی تائیدی مرتبه دوم در جدول ۶ ارائه شده‌است.

جدول ٦. شاخص‌های برازندگی تحلیل عاملی تائیدی

شاخص‌های برازش	*GFI*	*NFI*	*CFI*	*IFI*	*TLI*	*RMSEA*	*p*	χ^2/df	df	(χ^2)
دامنه پذیرش	>۰/۹	>۰/۹	>۰/۹	>۰/۹	>۰/۹	<۰/۰۸	>۰/۰۵	<۳		
مقادیر به‌دست‌آمده	۰/۹۳۱	۰/۹۵۱	۰/۹۷۲	۰/۹۷۲	۰/۹۶۱	۰/۰۵۸	۰/۰۰۱	۲/۲۵۴	۶۵	۱۴۶/۵۰۱

برای بررسی برازندگی مدل عاملی از روش بیشینه درست‌نمایی استفاده شد. شاخص‌ها برای بررسی برازندگی مدل عاملی ریشه واریانس خطای تقریب (RMSEA) ۰/۰۵۸، شاخص نیکویی برازش (GFI) برابر با ۰/۹۳۱، شاخص برازندگی هنجار شده (NFI) برابر با ۰/۹۵۱، شاخص برازندگی تطبیقی (CFI) برابر با ۰/۹۷۲، شاخص برازندگی افزایشی (IFI) برابر با ۰/۹۷۲ و شاخص توکر-لویس (TLI) برابر با ۰/۹۶۱ به‌دست آمد که همگی بالای ۰/۹۰ بوده و برای برازش مدل، مطلوب تلقی می‌شوند. همچنین مقدار χ^2/df =۲/۲۵۴ به‌دست آمد که مطلوب است. علاوه بر این تمامی بارهای عاملی نیز بالاتر از ۰/۴ به‌دست آمد که نشان‌دهنده مطلوب بودن بارهای عاملی است. بدین ترتیب روایی سازه ابزار از طریق تحلیل عاملی تائیدی، مورد تائید قرار گرفت. بارهای عاملی هر یک از سؤالات در جدول ۳ و مدل عاملی مقیاس در شکل ۲ ارائه شده‌است.



شکل ۲. بارهای عاملی هر یک از گویه‌های مقیاس

در بخش بعد همسانی درونی مقیاس با استفاده از آلفای کرونباخ بررسی شد که نتایج آن در جدول ۷ ارائه شده‌است.

جدول ۷. نتایج همسانی درونی

متغیر	ضریب آلفای کرونباخ
بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی	۰/۹۴۶
رفتار منفی اساتید	۰/۹۱۵
موانع نهادی	۰/۹۲۵

بر اساس نتایج جدول ۷، ضرایب آلفای کرونباخ برای عامل رفتار منفی اساتید (α=۰/۹۱۵)، موانع نهادی (α=۰/۹۲۵) و برای کل سؤالات مقیاس نیز ۰/۹۴۶ به‌دست آمد که نشان‌دهنده پایایی مناسب آن است.

نتیجه‌گیری و بحث

پژوهش حاضر با هدف ساخت و هنجاریابی پرسشنامه بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی انجام شد. نتایج نشان داد که پرسشنامه طراحی‌شده از ویژگی‌های روان‌سنجی مناسبی برخوردار است.

نتایج پژوهش نشان داد که پرسشنامه بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی دارای ساختاری دو عاملی است که شامل رفتار منفی اساتید و موانع نهادی می‌شود. این دو عامل در مجموع ۶۸/۴۰۴ درصد از واریانس کل را تبیین کردند، که نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی بالای این ابزار است. این یافته با پژوهش‌های پیشین که بر نقش عوامل محیطی و رفتاری در شکل‌گیری بی‌علاقگی تحصیلی تأکید کرده‌اند، هم‌راستاست (شوهیدان و همکاران، ۲۰۲۵؛ اردال و همکاران، ۲۰۲۵). به‌عنوان مثال، شوهیدان و همکاران (۲۰۲۵) دریافتند که موانع محیطی مانند کمبود امکانات آموزشی و برنامه‌ریزی نامناسب می‌توانند انگیزه تحصیلی را کاهش دهند. اردال و همکاران (۲۰۲۵) بر تأثیر تعاملات منفی با اساتید بر احساس بیگانگی دانشجویان به تحصیل تأکید کرده‌اند. ساختار دو عاملی این پرسشنامه نشان‌دهنده تمایز آن از ابزارهای مشابه مانند پرسشنامه فرسودگی تحصیلی (سالما–آرو و همکاران، ۲۰۰۹) یا مقیاس دلزدگی در کلاس درس (فهلمن و همکاران، ۲۰۰۹) است که عمدتاً برای دانش‌آموزان طراحی‌شده‌اند و کمتر به محیط دانشگاهی توجه دارند. در مقایسه با ابزارهای موجود، پرسشنامه حاضر بر عوامل نهادی و تعاملات استاد–دانشجو متمرکز بود که به نظر می‌رسد در بستر فرهنگی و اجتماعی ایران از اهمیت بیشتری برخوردارند.

زیرمقیاس رفتار منفی اساتید شامل آیتم‌هایی است که به تعاملات منفی با اساتید، مانند برخوردهای نامناسب، تبعیض و عدم توجه به نظرات دانشجویان اشاره دارد. این زیرمقیاس با میانگین بار عاملی ۰/۷۹۹ و پایایی ۰/۹۱۵ از قدرت بالایی در سنجش این سازه برخوردار بود. این نتایج با پژوهش‌های پیشین که نشان داده‌اند رفتارهای منفی اساتید می‌توانند به کاهش انگیزه و افزایش نارضایتی تحصیلی منجر شوند، هم‌سو است (و انگ و همکاران، ۲۰۲۵). و انگ و همکاران (۲۰۲۵) دریافتند که تعاملات منفی با اساتید می‌تواند احساس بیگانگی را در دانشجویان تقویت کند که با یافته‌های این مطالعه همسو است. در مقایسه با ابزارهای مشابه، مانند مقیاس دلزدگی تحصیلی پکران (۲۰۰۲ و ۲۰۰۵)، که بر احساسات منفی عمومی در محیط کلاس تمرکز دارد، این زیرمقیاس بر نقش اساتید تأکید می‌کند. این ویژگی، پرسشنامه حاضر را برای محیط‌های دانشگاهی که در آن‌ها رابطه استاد–دانشجو از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، مناسب‌تر نشان‌می‌دهد (مهدیه، ۱۴۰۰). زیرمقیاس موانع نهادی شامل آیتم‌هایی است که مشکلات ساختاری مانند امکانات ناکافی، برنامه‌ریزی نامناسب درسی و عدم حمایت نهادی را هدف قرار می‌دهند. این زیرمقیاس با میانگین بار عاملی ۰/۷۶۲ و پایایی ۰/۹۲۵ نشان‌دهنده قدرت بالای آن در سنجش این جنبه از بی‌علاقگی تحصیلی دانشجویان است. این یافته با مطالعات پیشین هم‌راستاست که نشان داده‌اند موانع ساختاری می‌توانند انگیزه و عملکرد تحصیلی دانشجویان را تضعیف کنند (لیو و همکاران، ۲۰۲۳). لیو و همکاران (۲۰۲۳) گزارش کردند که کمبود منابع آموزشی و برنامه‌ریزی ضعیف از عوامل کلیدی فرسودگی تحصیلی در دانشجویان هستند، که با نتایج این پژوهش هم‌خوانی دارد. این زیرمقیاس در مقایسه با ابزارهایی مانند پرسشنامه اشتیاق تحصیلی (فردریکز و همکاران، ۲۰۰۴) که بیشتر بر جنبه‌های مثبت درگیری تحصیلی تمرکز دارد، رویکرد متفاوتی را اتخاذ کرده و بر شناسایی موانع محیطی پرداخته‌است. این تمایز، ارزشمندی پرسشنامه حاضر را در شناسایی دقیق‌تر علل بی‌علاقگی در محیط‌های دانشگاهی نشان‌می‌دهد.

روایی همگرا و واگرا پرسشنامه با بررسی همبستگی آن با مقیاس دلزدگی تحصیلی (پکران و همکاران، ۲۰۰۲) و مقیاس اشتیاق تحصیلی (شافلی و همکاران، ۲۰۰۲) ارزیابی شد. نتایج نشان داد بین دلزدگی تحصیلی و بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی رابطه مثبت معنی‌دار ($P<۰/۰۰۱$؛ $r=۰/۵۱۷$) و بین اشتیاق تحصیلی و بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی رابطه منفی معنی‌دار ($P<۰/۰۰۱$؛ $r=-۰/۵۳۳$) وجود دارد. این یافته‌ها روایی همگرا و واگرای ابزار را تأیید کرد. این نتایج با مطالعات پیشین هم‌خوانی دارد که بر ارتباط مثبت بی‌علاقگی تحصیلی با دلزدگی و ارتباط منفی آن با اشتیاق تأکید کرده‌اند (شن و همکاران، ۲۰۲۱؛ کوشیر و همکاران، ۲۰۲۳). در مقایسه با ابزارهای مشابه، پرسشنامه حاضر از نظر روایی همگرا و واگرا عملکردی مشابه مقیاس فرسودگی تحصیلی (سالما–آرو و همکاران، ۲۰۰۹) دارد، اما تمرکز آن بر محیط دانشگاهی، کاربرد آن را در این زمینه متمایز می‌کند.

نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که مدل دو عاملی پرسشنامه از برازش مناسبی برخوردار است. شاخص‌های برازندگی همگی در محدوده قابل قبول قرار داشته و روایی سازه ابزار را تأیید کردند. در مقایسه با ابزارهای مشابه، مانند پرسشنامه اشتیاق تحصیلی شافلی و همکاران (۲۰۰۲)، پرسشنامه حاضر از نظر برازش مدل عملکرد بهتری نشان‌می‌دهد. این برتری می‌تواند به‌دلیل طراحی خاص آن برای محیط دانشگاهی و استفاده از داده‌های بومی باشد که با شرایط دانشجویان ایرانی هم‌خوانی بیشتری دارد (قدم‌پور و همکاران، ۱۳۹۶).

پایایی پرسشنامه با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ بررسی شد و نتایج نشان داد ضرایب آلفای کرونباخ برای عامل رفتار منفی اساتید (α=۰/۹۱۵)، موانع نهادی (α=۰/۹۲۵) و برای کل سؤالات مقیاس نیز ۰/۹۴۶ است. این مقادیر نشان‌دهنده همسانی درونی قوی ابزار است و با استانداردهای روان‌سنجی همسو است (سالما–آرو و همکاران، ۲۰۰۹). سالما–آرو و همکاران (۲۰۰۹) پایایی مقیاس فرسودگی تحصیلی را ۰/۸۶ گزارش کردند که در مقایسه با پرسشنامه حاضر، کمی ضعیف‌تر است. در مقایسه با ابزارهای مشابه در ایران، مانند پرسشنامه دلزدگی تحصیلی که آلفای کرونباخ ۰/۸۹ را نشان داده است (مظلومیان و همکاران، ۱۳۹۶)، پرسشنامه حاضر پایایی بالاتری ارائه می‌دهد.

همچنین پرسشنامه بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی در مقایسه با ابزارهایی مانند پرسشنامه فرسودگی تحصیلی (بدری گرگری و همکاران، ۱۳۹۱)، مقیاس دلزدگی در کلاس درس (فهلمن و همکاران، ۲۰۰۹) و پرسشنامه اشتیاق تحصیلی (فردریکز و همکاران، ۲۰۰۴) از چند جهت متمایز است. نخست، این ابزار به‌طور خاص برای دانشجویان دانشگاهی طراحی شده‌است، در حالی‌که ابزارهای دیگر عمدتاً بر دانش‌آموزان متمرکزند. دوم، تمرکز آن بر عوامل محیطی و رفتاری خاص دانشگاه‌ها، آن را از ابزارهای عمومی‌تر متمایز می‌کند. سوم، استفاده از داده‌های بومی و توجه به چالش‌های فرهنگی ایران، مانند تأثیر روابط استاد–دانشجو و ضعف زیرساخت‌ها، ارزش بیشتری به این ابزار می‌بخشد (جلالی و همکاران، ۱۴۰۴).

در مجموع نتایج نشان داد پرسشنامه بی‌علاقگی تحصیلی در محیط دانشگاهی ابزاری معتبر و پایا برای سنجش این سازه در میان دانشجویان است که با ویژگی‌های روان‌سنجی قوی، قابلیت کاربرد در تحقیقات و مداخلات آموزشی را دارد. ساختار دو عاملی آن، تمرکز بر موانع نهادی و رفتار منفی اساتید، و هم‌خوانی با چالش‌های بومی ایران، این ابزار را از سایر ابزارهای مشابه متمایز می‌کند. دانشگاه‌ها می‌توانند از این پرسشنامه برای شناسایی دانشجویانی که در معرض بی‌علاقگی تحصیلی قرار دارند استفاده‌کنند و مداخلات هدفمندی مانند بهبود امکانات آموزشی، بازنگری برنامه‌ریزی درسی، و آموزش اساتید در زمینه تعاملات مثبت طراحی کنند.

این پژوهش با وجود نقاط قوت، محدودیت‌هایی نیز دارد. نخست، نمونه پژوهش به دانشجویان شهر اردکان محدود بود که ممکن است تعمیم‌پذیری نتایج به سایر مناطق ایران یا دانشگاه‌های بزرگ‌تر را با چالش مواجه کند. دوم، این مطالعه به‌صورت مقطعی انجام شد و داده‌های پژوهش نیز بر ابزارهای خود گزارش‌دهی متمرکز بود. با توجه به محدودیت‌ها، پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آینده با نمونه‌های بزرگ‌تر و متنوع‌تر از دانشگاه‌های مختلف ایران انجام شود تا تعمیم‌پذیری نتایج افزایش یابد. افزودن عوامل دیگر مانند مشکلات اقتصادی یا فشارهای خانوادگی به مدل پرسشنامه می‌تواند جامعیت آن را افزایش دهد.

دسترسی به داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش بنا به ملاحظات اخلاقی و به‌منظور حفظ محرمانگی اطلاعات شرکت‌کنندگان به‌صورت عمومی منتشر نشده‌اند. با این حال، داده‌های ناشناس‌سازی‌شده پژوهش در صورت درخواست منطقی و با رعایت اصول اخلاق پژوهش، از طریق نویسنده مسئول در اختیار پژوهشگران و علاقه‌مندان علمی قرار خواهد گرفت.

تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافع مالی، حرفه‌ای یا سازمانی در انجام و انتشار این پژوهش وجود نداشته‌است.

مشارکت‌های نویسندگان

تمامی نویسندگان در شکل‌گیری ایده پژوهش و طراحی مطالعه مشارکت فعال داشته‌اند.

تأمین مالی

این پژوهش هیچ‌گونه حمایت مالی مشخصی از سوی نهادهای دولتی، خصوصی یا غیرانتفاعی دریافت نکرده‌است.

شفافیت

نویسندگان تأیید می‌کنند که این مقاله گزارشی صادقانه، دقیق و شفاف از پژوهش انجام‌شده ارائه می‌دهد. هیچ بخش مهمی از فرایند یا نتایج پژوهش حذف نشده و این پژوهش مطابق با اصول اخلاق پژوهش و صداقت علمی انجام شده‌است.

References

Amir Ardejani N. (2022). The effectiveness of teaching cognitive and metacognitive learning strategies on academic vitality, academic engagement and socio-emotional competence of students deprived of virtual education. *Rooyesh*. *11*(9), 187-198. [In Persian].

Badri, R. Mesrabadi, J. Palangi, M & Fathi, R. (2012). Factor Structure of the School Burnout Questionnaire via Confirmatory Factor Analysis in High School Students. *Quarterly of Educational Measurement*, *3*(7), 171-188. [In Persian].

Erdal, K. Adami, G. Gelléri, P & Dettmers, J. (2025). Stress and burnout in university students with ADHD-like symptoms: The role of memory bias and daily stress. *International Journal of Educational Research Open*, *9*, 100497.

Fahlman, S. A. Mercer, K. B. Gaskovski, P. Eastwood, A. E & Eastwood, J. D. (2009). Does a lack of life meaning cause boredom? Results from psychometric, longitudinal, and experimental analyses. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 28(3), 307-340.

Fitzgerald, A. Avirmed, T & Battulga, N. (2024). Exploring the factors informing educational inequality in higher education: a systematic literature review. *Perspectives: Policy and Practice in Higher Education*, 1-11.

Fredricks, J. A. Blumenfeld, P. C & Paris, A. H. (2004). School engagement: Potential of the concept, state of the evidence. *Review of educational research*, *74*(1), 59-109.

Gerber, M. Colledge, F. Mücke, M. Schilling, R. Brand, S & Ludyga, S. (2018). Psychometric properties of the Shirom-Melamed Burnout Measure (SMBM) among adolescents: results from three cross-sectional studies. *BMC psychiatry*, *18*, 1-13.

Ghasemipirbalooti, M. Hasanvand, B and Khaliligheshnigani, Z. (2017). Psychometri properties of the academic engagement Scale. *Quarterly of Educational Measurement*, *8*(29), 167-184. [In Persian].

Hamilton, L. G. (2024). Emotionally based school avoidance in the aftermath of the COVID-19 pandemic: neurodiversity, agency and belonging in school. *Education Sciences*, *14*(2), 156.

Heydari P, Manzari Tavakoli A, Manzari Tavakoli H, Soltani A. (2024). Designing a model of academic adjustment based on educational engagement, the mediatory role of academic buoyancy in students of secondary school in Yazd province. *Journal of Psychological Science*. *23*(138), 225-242. [In Persian].

Hoe, S. L. (2008). Issues and procedures in adopting structural equation modelling technique. *Journal of Quantitative Methods*, *3*(1), 76.

Jalali, F. Mashhadi Mousa-Pour, M & Emat-Mohammadi, S. V. (2025). Students'

tendency toward migration and their views on factors influencing migration. *Quarterly Journal of Research and Planning in Higher Education*. 2(3), 30-39.

Kadivar, Parvin, Allah Farzad, Vali, Kavsian, Javad and Nikdel, Fariborz. (2009). Validation of the Pakran Academic Emotions Questionnaire. Educational Innovations, 8(4), 7-38. [In Persian].

Košir, S. Aslan, M & Lakshminarayanan, R. (2023). Application of school attachment factors as a strategy against school dropout: A case study of public school students in Albania. *Children and Youth Services Review*, *152*, 107085.

Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity. *Personnel psychology*, *28*(4).

Liu, Z. Xie, Y. Sun, Z. Liu, D. Yin, H & Shi, L. (2023). Factors associated with academic burnout and its prevalence among university students: a cross-sectional study. *BMC medical education*, *23*(1), 317.

Madani, A and Aghababaei, R. (2024). Analyzing students' perceptions of professors' teaching: the powerful role of "motivation" and "respect" in students' academic achievement. *Iranian Journal of Citizenship Studies*, *2*(1), 29-52. [In Persian].

Mahdieh, O. (2021). The effect of faculty members' adherence to professional ethics on students' self-efficacy and motivation: A comparison between engineering and non-engineering students. Iranian Journal of Engineering Education, 23(90), 49–69.

Mazloumian, S. Rastegar, A & Khazaei, S. (1970). Presenting a Causal Model of Relationship between Class Psychosocial Climate and Academic Boredom, and the Mediating Role of Task Value. *Research in School and Virtual Learning*, *5*(2), 67-80. [In Persian].

Naami, A & Piriaei, S. (2012). The relationship between dimensions of academic motivation and academic engagement among third-grade high school students in Ahvaz. *Research in Educational Systems*, *6*(16), 29–42.

Olson, N. Oberhoffer-Fritz, R. Reiner, B & Schulz, T. (2025). Stress, student burnout and study engagement–a cross-sectional comparison of university students of different academic subjects. *BMC psychology*, *13*(1), 293.

Pekrun, R. Goetz, T & Frenzel, A. C. (2005). *Achievement Emotions Questionnaire—Mathematics (AEQ-M): User's manual*. University of Munich, Department of Psychology.

Pekrun, R. Goetz, T. Titz, W & Perry, R. P. (2002). Academic emotions in students' self-regulated learning and achievement: A program of qualitative and quantitative research. *Educational Psychologist*, *37*(2), 91–105.

Salmela-Aro, K. Kiuru, N. Leskinen, E & Nurmi, J. E. (2009). School burnout inventory (SBI) reliability and validity. *European journal of psychological assessment*, *25*(1), 48-57.

Shen, L. Wu, X. Zhen, R & Zhou, X. (2021). Post-traumatic stress disorder, Mobile phone dependence, and academic boredom in adolescents during the COVID-19 pandemic. *Frontiers in Psychology*, *12*, 724732.

Shomali Ahmadabadi, M. and Barkhordari Ahmadabadi, A. (2024). Construction and Validation of the Questionnaire on Attitudes Toward Artificial Intelligence among Iranian Students. *Quarterly*

Journal of Education Studies, *10*(39), 50-59. [In Persian].

Shuhidan, S. M., Dangi, M. R. M., & Noor, R. M. (2025). Studentsâ€™ Perceptions on Extrinsic Motivation Strategies to Enhance Learning Experience and Fostering Academic Excellence: A Qualitative Study. *International Journal of Research and Innovation in Social Science*, *9*(3), 3985-3999.

Symonds, J. E., Chzhen, Y., Kaye, N., Dominy, J., Campbell, C., Sykes, C.,... & Heydari Barardehi, I. (2025). A Metareview of Research on Educational Inequality and Socioeconomic Disadvantage. *Education Sciences*, *15*(6), 740.

Wang, Z., Wang, S., & Song, Y. (2025). Predictors of Academic Performance Trajectories Across Early and Middle Adolescence: Links with Internalizing and Externalizing Problems. *Journal of Youth and Adolescence*, 27 (3), 1-18.

Wirth, L., Aydin, B., Ehmke, T., Retelsdorf, J., & Kuhl, P. (2025). Investigating the situational impact of academic language demands on university students' boredom with an instructional video. *European Journal of Psychology of Education*, *40*(1), 50.

Education and Exploration in Learning, Behavior and Cognition *Open Access*

Winter (2025) 1 (1): 43-52

https://doi.org/:10.30473/elc.2026.77161.1000

ORIGINAL ARTICLE

Attachment Style of Working Mothers and Social Performance and Adjustment of Children in School

Sanaz Kamali [1], Amir Abdolhoseini [2*]

1. MA. psychology, Payame Noor University, Tehran, Iran
2. Assistant Professor of Educational Sciences, Payame Noor University, Tehran, Iran.

Correspondence:
Amir Abdolhoseini
Email: amir.abdolhoseini@pnu.ac.ir

Receive Date: 22/Oct/2025
Revise Date: 03/Nov/2025
Accept Date: 23/Nov/2025
Publish Date: 22/Dec/2025

How to cite:

Kamali. S & Abdolhosseini, A. (2025). Attachment Style of Working Mothers and Social Performance and Adjustment of Children in School, *Education and Exploration in Learning, Behavior and Cognition*, 1 (1), 43-52. (https://doi.org/:10.30473/elc.2026.77161.1000)

ABSTRACT

This study purposed to investigate the effect of attachment style of working mothers on social performance and adjustment of children in school. For this purpose, a descriptive correlational study conducted. The statistical population of the present study included all second-grade elementary school students in Tehran in the academic year 2025. The sample size in this study was 150 people. Cluster random sampling method used to select the samples. First, one of the districts of Tehran was selected and 15 people were randomly selected from each school. Participants were assessed with attachment style, social performance, and adjustment questionnaires. The findings were analyzed using Pearson coefficaction and stepwise regression statistical methods. The results showed that secure and insecure attachment styles together significantly predict 31 percent of children's adjustment. Attachment styles were also able to explain 56 percent of children's social functioning significantly. There was a positive and significant relationship between adjustment and social functioning with secure attachment style, and the relationship between adjustment and social functioning with anxious and avoidant attachment styles was negative and significant. Therefore, it can be concluded that an increase in insecure attachment among employed mothers is associated with a decrease in their children's social adjustment and functioning. Conversely, higher levels of secure attachment in employed mothers are associated with higher levels of social adjustment and functioning in their children.

KEYWORDS

Attachment Style, Adjustment, Social Functioning, School.

Copyright © 2025 The Authors. Published by Payame Noor University.
This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

آموزش و کاوش در یادگیری، رفتار و شناخت

سال اول، شماره اول، زمستان ۱۴۰۴ (۴۳-۵۲)

https://doi.org/:10.30473/elc.2026.77161.1000

«مقاله پژوهشی»

بررسی نقش سبک دلبستگی مادران شاغل در سازگاری و عملکرد اجتماعی کودکان در مدرسه

ساناز کمالی [۱]، امیر عبدالحسینی*[۲]

۱. ۱. کارشناس ارشد روانشناسی، دانشگاه پیام‌نور تهران، ایران

۲. استادیار گروه علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران.

***نویسنده مسئول:**
امیر عبدالحسینی
رایانامه: amir.abdolhoseini@pnu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۷/۳۰
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۸/۱۲
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۹/۰۲
تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۱۰/۰۱

استناد به این مقاله:
کمالی، ساناز و عبدالحسینی، امیر. (۱۴۰۴). بررسی نقش سبک دلبستگی مادران شاغل در سازگاری و عملکرد اجتماعی کودکان در مدرسه، *فصلنامه آموزش و کاوش در یادگیری، رفتار و شناخت*، ۱ (۱)، ۴۳-۵۲.

چکیده

این مطالعه با هدف بررسی تأثیر سبک دلبستگی مادران شاغل بر عملکرد اجتماعی و سازگاری کودکان در مدرسه صورت گرفت. بدین‌منظور یک مطالعه توصیفی همبستگی اجرا گردید. جامعه آماری مطالعه حاضر شامل تمام دانش‌آموزان دوره دوم ابتدایی در شهر تهران منطقه‌ی ده در سال تحصیلی ۱۴۰۴ می‌شد. حجم نمونه در این مطالعه تعداد ۱۵۰ نفر در نظر گرفته شد. برای انتخاب نمونه‌ها از روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای استفاده شد. ابتدا یکی از مناطق تهران انتخاب و از هر مدرسه تعداد ۱۵ نفر به‌روش تصادفی انتخاب شدند. شرکت‌کنندگان با پرسشنامه‌های سبک‌های دلبستگی، عملکرد اجتماعی و سازگاری ارزیابی شدند. یافته‌ها با استفاده از روش‌های آماری ضریب پیرسون و رگرسیون گام‌به‌گام تجزیه تحلیل شدند. نتایج به‌دست آمده نشان داد که سبک‌های دلبستگی ایمن و ناایمن روی‌هم‌رفته ۳۱ درصد از سازگاری کودکان را به‌طور معناداری پیش‌بینی می‌کنند. همچنین سبک‌های دلبستگی توانستند ۵۶ درصد از عملکرد اجتماعی کودکان را به‌طور معناداری تبیین نمایند. بین سازگاری و عملکرد اجتماعی با سبک دلبستگی ایمن رابطه مثبت و معنادار بود و رابطه‌ی بین سازگاری و عملکرد اجتماعی با سبک‌های دلبستگی اضطرابی و اجتنابی منفی و معنادار بود. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت با افزایش دلبستگی ناایمن سازگاری و عملکرد اجتماعی فرزندان مادران شاغل کاهش پیدا می‌کند. در حالی که با افزایش دلبستگی امن میزان سازگاری و عملکرد اجتماعی بیشتر می‌شود.

واژه‌های کلیدی
سبک دلبستگی، سازگاری، عملکرد اجتماعی، مدرسه.

حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۴ ©. ناشر این مقاله، دانشگاه پیام نور است.
این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

مقدمه

در دنیای معاصر که تغییرات اجتماعی و ساختارهای خانوادگی به‌سرعت در حال تحول‌اند، بررسی عوامل روان‌شناختی مؤثر بر رشد و پرورش کودکان اهمیتی روزافزون یافته‌است (ایلرت و باچیم[1]، ۲۰۲۳). خانواده به‌عنوان یکی از ارکان اساسی و بنیادین جامعه، در حقیقت محیطی است که کودک در آن رشد و نمو می‌کند و با توجه به شرایط و ویژگی‌های آن، خود را برای تعاملات اجتماعی و پذیرش مسئولیت‌های فردی در جامعه آماده می‌سازد (هنری، ۱۴۰۱). این محیط نه‌تنها اولین جایی است که کودک در آن به یادگیری و ارتباط با افراد دیگر می‌پردازد، بلکه به‌نوعی پایه‌گذار رفتارهای اجتماعی و فرهنگی او نیز به‌شمار می‌آید. در این ساختار، مادران به‌عنوان یکی از ارکان اصلی و تأثیرگذار، نقش کلیدی و بی‌بدیلی در تربیت و رشد کودک ایفا می‌کنند. به‌ویژه در سال‌های اولیه زندگی که در این دوران، شخصیت و روان کودک به‌طور عمده شکل می‌گیرد و ارتباطات او با دیگران و محیط اطرافش پایه‌ریزی می‌شود (نیلی احمدآبادی و همکاران، ۱۳۹۸). مادران به‌عنوان افرادی که مسئولیت‌های متعددی در خانواده به عهده دارند، در کنار ایفای نقش‌های سنتی خود، به‌ویژه در جوامع امروزی که بسیاری از آن‌ها در مسیر تغییرات اجتماعی و اقتصادی قرار دارند، ممکن است به عرصه اشتغال نیز وارد شوند. این تغییر نقش‌ها و مسئولیت‌ها می‌تواند چالش‌هایی جدی را در مسیر تربیت فرزند ایجاد کند و تأثیرات متفاوتی بر رشد روان‌شناختی و اجتماعی کودک بگذارد (رحمتی و همکاران، ۱۴۰۱).

در طول سالیان اخیر، مفهوم کار و شغل تغییرات چشمگیری را تجربه کرده است و روابط اجتماعی و خانوادگی انسان‌ها به‌شدت تحت‌تأثیر مسائل شغلی قرار گرفته است. به‌ویژه در مشاغلی که با استرس‌های روزمره و فشارهای کاری همراه هستند، حفظ توازن بین زندگی خانوادگی و شغلی به‌مراتب دشوارتر شده‌است و این موضوع به‌ویژه برای مادران شاغل به چالشی جدی تبدیل گشته‌است. در دهه‌های اخیر، تغییرات اجتماعی و فرهنگی در بسیاری از جوامع، به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه، موجب افزایش مشارکت زنان در بازار کار و اشتغال خارج از منزل شده‌است (جاهد و همکاران، ۱۳۹۹). این تحولات نه‌تنها موجب تغییر در ساختار خانوادگی و نقش‌های سنتی در خانواده‌ها شده‌است، بلکه تأثیرات عمده‌ای بر روابط مادر و کودک و به‌طور کلی بر رشد اجتماعی و روان‌شناختی کودک نیز داشته است. در این میان، سبک دلبستگی مادر که به‌عنوان یکی از متغیرهای مهم در تعاملات مادر و کودک شناخته می‌شود، می‌تواند تأثیر قابل توجهی بر عملکرد اجتماعی کودک و سازگاری او در محیط مدرسه و سایر فضاهای اجتماعی داشته‌باشد (فروش و همکاران، ۱۳۹۹).

تحقیقات نشان می‌دهند که کودکان مادران شاغل ممکن است با مشکلاتی نظیر اضطراب، کاهش اعتماد به نفس و چالش‌های اجتماعی مواجه شوند که بر توانایی کودکان آن‌ها در سازگاری با محیط مدرسه تأثیر می‌گذارد (صوفی و بهزاد پور، ۱۳۹۹). از جمله عواملی که تأثیر مستقیمی بر سلامت روان فرزندان دارد سبک دلبستگی است. سبک دلبستگی مادر یکی از عوامل تأثیرگذار بر رشد عاطفی، شناختی و اجتماعی کودک است که می‌تواند نقش مهمی در چگونگی تعامل کودک با محیط اجتماعی، به‌ویژه در مدرسه، ایفا کند (سلطانپور و همکاران، ۱۴۰۳). دلبستگی به پیوند عاطفی عمیقی اشاره دارد که بین کودک و مراقب اصلی (اغلب مادر) شکل می‌گیرد و پایه و اساس نحوه ارتباط کودک با دیگران را در آینده تعیین می‌کند. سبک دلبستگی مادر می‌تواند تأثیر مستقیمی بر سازگاری اجتماعی کودک در مدرسه داشته‌باشد، زیرا الگوهای تعامل اولیه‌ای که کودک در خانه تجربه می‌کند، به تعاملات او با معلمان، همسالان و سایر افراد در محیط آموزشی تعمیم می‌یابد (لاکسونو[2] و همکاران، ۲۰۲۲). کودکانی که مادران آن‌ها دارای سبک دلبستگی ایمن هستند، معمولاً احساس امنیت و حمایت عاطفی بیشتری دارند. این کودکان در مدرسه تعاملات اجتماعی مثبت‌تری دارند، به‌راحتی با همسالان دوست می‌شوند، در فعالیت‌های گروهی مشارکت می‌کنند و کمتر دچار اضطراب جدایی یا مشکلات رفتاری می‌شوند. در حالی که مادرانی که سبک دلبستگی اضطرابی دارند، معمولاً رفتارهای متناقض و غیرقابل‌پیش‌بینی از خود نشان می‌دهند .کودکانی که مادرانشان سبک دلبستگی اجتنابی دارند، معمولاً یاد گرفته‌اند که به دیگران وابسته نباشند و احساسات خود را سرکوب کنند .این شکل از روابط میزان سازگاری کودک را در مدرسه تعیین می‌کند مطالعات قبلی بین سبک دلبستگی و سازگاری رابطه نشان می‌دهند (دینالت[3] و همکاران، ۲۰۲۳).

---

[1] Eilert, D. W & Buchheim

[2] Laksono

[3] Deneault

بخش مهمی از سازگاری محیطی شامل عملکردی است که فرد در اجتماع از خود نشان‌می‌دهد. عملکرد اجتماعی کودک در مدرسه شامل توانایی برقراری ارتباط مؤثر با همسالان، مشارکت در فعالیت‌های گروهی، مدیریت تعارضات، رعایت قوانین اجتماعی و ایجاد روابط مثبت با معلمان و سایر اعضای مدرسه است (آدهیکاری[1]، ۲۰۲۲). یکی از عوامل مهمی که بر این عملکرد تأثیر می‌گذارد، سبک دلبستگی مادر است، زیرا الگوی ارتباطی که کودک از سنین اولیه با مادر خود تجربه می‌کند، مبنای تعاملات او در محیط‌های اجتماعی دیگر، از جمله مدرسه، خواهد شد (راجگیراه[2] و همکاران، ۲۰۲۱). طبق یافته‌های سلطانپور و همکاران (۱۴۰۳) بین سبک دلبستگی با سازگاری ارتباط وجود دارد. یوسفی و همکاران (۱۴۰۲) نشان دادند سبک دل‌بستگی می‌تواند مشکلات رفتاری را پیش‌بینی کند. همچنین رحمتی و همکاران (۱۴۰۱) گزارش کرده‌اند که سبک دلبستگی می‌تواند از طریق تأثیر بر پرخاشگری میزان مشکلات در روابط اجتماعی را تحت‌تأثیر قرار دهد. بررسی مطالعات قبلی نشان‌می‌دهد رابطه بین اشتغال مادران و تأثیر آن بر سبک دلبستگی و عملکرد اجتماعی کودکان هنوز به‌طور کامل بررسی نشده است. به‌ویژه تأثیر این متغیرها بر سازگاری تحصیلی و اجتماعی کودکان در محیط مدرسه یک مسأله مهم است که نیاز به پژوهش‌های جامع‌تر دارد. در این راستا، پژوهش حاضر به بررسی تأثیر سبک دلبستگی مادران شاغل بر عملکرد اجتماعی و سازگاری کودکان در مدرسه پرداخت.

روش

این تحقیق از نوع همبستگی می‌باشد. جامعه‌ی مورد مطالعه در این تحقیق شامل تمام دانش‌آموزان دوره دوم ابتدایی در شهر تهران منطقه‌ی ده در سال تحصیلی ۱۴۰۴ می‌باشد (تعداد ۱۰ مدرسه). جهت تعیین حجم نمونه بر اساس روش سرانگشتی برای هر مؤلفه‌ی پیش‌بین حداقل ۱۵–۳۰ نفر باید مورد ارزیابی قرار بگیرند (استیونس[3]، ۲۰۱۲). پرسشنامه سبک دلبستگی ۳ مؤلفه، عملکرد اجتماعی ۴ مؤلفه و سازگاری یک مؤلفه دارد. اگر برای هر مؤلفه حداقل ۱۵ نفر در نظر بگیریم حداقل ۱۲۰ نفر می‌بایست انتخاب می‌شدند. در این مطالعه با توجه به مشکلات دسترسی به نمونه‌ها تعداد ۱۵۰ نفر در نهایت پرسشنامه‌های کامل ارائه دادند بنابراین ۱۵۰ نفر حجم نمونه نهایی در نظر گرفته شد. برای انتخاب نمونه‌ها از روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای استفاده شد. ابتدا یکی از مناطق تهران انتخاب شد با توجه به اینکه در این منطقه ۱۰ مدرسه ابتدایی دوره‌ی دوم دخترانه وجود دارد از هر مدرسه تعداد ۱۵ نفر به‌روش تصادفی انتخاب شدند. معیارهای ورود به مطالعه شامل شاغل بودن مادر، جنسیت دختر، دانش‌آموز دوره دوم ابتدایی، عدم ابتلا به بیماری‌های جسمانی و روانی مزمن می‌شد. از پرسشنامه‌های زیر جهت ارزیابی شرکت‌کنندگان بهره برده شد.

ابزارها

پرسشنامه دلبستگی بزرگسالان که در سال ۱۳۸۴ توسط بشارت طراحی شده‌است، مبتنی بر مقیاس سبک‌های دلبستگی بزرگسالان هازن و شاور [4](۱۹۷۸) و نظریه دلبستگی تدوین شده‌است. این ابزار برای ارزیابی سبک‌های دلبستگی بزرگسالان در سه دسته ایمن، ناایمن اجتنابی و ناایمن اضطرابی طراحی شده و شامل ۱۵ گویه است که به‌عنوان سه زیر مقیاس مستقل ایمن، اجتنابی و اضطرابی عمل می‌کنند .نحوه نمره‌گذاری پرسشنامه بر اساس مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای صورت‌می‌گیرد که از «کاملاً موافق» (۵) تا «کاملاً مخالف» (۱) متغیر است. بررسی اعتبار درونی این پرسشنامه بر روی نمونه‌ای ۳۰۰ نفری نشان داده است که ضریب آلفا کرونباخ برای زیرمقیاس‌های دلبستگی ایمن، ناایمن اجتنابی و ناایمن اضطرابی–دوسوگرا به‌ترتیب ۰/۹۰، ۰/۹۱ و ۰/۸۷ است. همچنین، پایایی بازآزمایی آن در یک دوره چهارهفته‌ای نشان داده که ضرایب پایایی برای این سه زیر مقیاس به‌ترتیب ۰/۸۲، ۰/۷۸ و ۰/۷۵ بوده است. علاوه بر این، اعتبار محتوایی پرسشنامه از طریق بررسی ضرایب همبستگی توسط چهار متخصص روانشناسی تأیید شده‌است. همچنین، روابط همبستگی زیرمقیاس‌های این پرسشنامه با پرسشنامه مشکلات بین‌فردی (بشارت، ۲۰۱۱) نشان‌دهنده اعتبار مناسب این ابزار است.

پرسشنامه سازگاری کودکان دخانچی (۱۳۷۷) توسط اصغر دخانچی با هدف ارزیابی میزان سازگاری کودکان طراحی شده‌است. این ابزار شامل ۳۷ پرسش چهارگزینه‌ای است که گزینه‌های آن عبارت‌اند از: «هیچ‌وقت»، «به‌ندرت»، «گاهی اوقات» و «بیشتر اوقات». مادران باید گزینه‌ای را که بیشترین

[1] Adhikari
[2] Rajgariah
[3] Stevens
[4] Hazan & Shaver

تطابق را با رفتار فرزندشان دارد، انتخاب کنند. شیوه نمره‌گذاری این پرسشنامه بر اساس مقیاس لیکرت انجام‌می‌شود، به‌طوری‌که کمترین نمره ممکن ۰ و بیشترین ۱۱۱ است. امتیاز بالاتر نشان‌دهنده سطح بالاتر سازگاری کودک است دخانچی این پرسشنامه را بر روی یک نمونه ۲۵۳ نفری از پسران ۷ ساله دبستانی اجرا کرد. بررسی اعتبار این آزمون با استفاده از روش دونیمه‌سازی، مقدار ۰/۷۹ را نشان داد. همچنین، روایی ملاکی آن با محاسبه همبستگی پیرسون بین دو تست، ۰/۸۱ گزارش شده‌است.

مقیاس عملکرد اجتماعی و انطباقی کودک و نوجوان (CASAFS)در سال ۲۰۰۲ توسط اسپنس[1] و همکاران تدوین شد. این ابزار یک پرسشنامه خودگزارشی شامل ۲۴ عبارت است که عملکرد فرد را در چهار حوزه اصلی ارزیابی می‌کند: عملکرد تحصیلی، روابط با همسالان، روابط خانوادگی و وظایف خانگی / مراقبت از خود. هر زیر مقیاس شامل ۶ عبارت است . نمره کل این آزمون در بازه ۲۴ تا ۹۶ قرار دارد و نمره‌گذاری به‌صورت چهاردرجه‌ای از ۱ تا ۴ انجام‌می‌شود. نمرات بالاتر نشان‌دهنده سطح بالاتر عملکرد اجتماعی هستند .پایایی این مقیاس با استفاده از ضریب همسانی درونی و بازآزمایی بر روی نمونه‌ای متشکل از ۳۲۰ نوجوان مورد بررسی قرار گرفت. ضرایب آلفا کرونباخ برای این پرسشنامه بالای ۰/۷ بوده است. نتایج تحلیل عاملی نیز ساختار چهاربعدی عملکرد اجتماعی را که در زیرمقیاس‌ها عنوان شده‌است، تأیید کرده است.

برای تحلیل داده‌های این تحقیق از نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۶ استفاده شد. ابتدا داده‌ها با استفاده از آزمون‌های توصیفی مانند میانگین و انحراف‌معیار بررسی شد. سپس برای بررسی روابط بین سبک دلبستگی مادران و عملکرد اجتماعی و سازگاری کودکان، از آزمون همبستگی پیرسون استفاده شد. در ادامه، برای بررسی تأثیر سبک دلبستگی مادران بر عملکرد اجتماعی و سازگاری کودکان، از تحلیل رگرسیون چندگانه استفاده شد تا تأثیر هر یک از متغیرهای مستقل (سبک‌های دلبستگی مادران) بر متغیر وابسته (عملکرد اجتماعی و سازگاری کودکان) بررسی گردد.

یافته‌ها

یافته‌ها نشان داد بازه سنی شرکت‌کنندگان بین ۱۰ الی ۱۲ سال می‌باشد ۳۲.۷ درصد سن ده سال، ۵۱.۳ درصد سن ۱۱ سال و ۱۶ درصد سن ۱۲ سال داشتند. میانگین سنی شرکت‌کنندگان ۱۲.۴۳ با انحراف‌معیار ۰.۶۷ به‌دست آمد.

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین	انحراف‌معیار	کجی	کشیدگی
دلبستگی اجتنابی	۱۲.۹۷	۳.۳۹	−۰.۲۵	−۰.۹۶
دلبستگی اضطرابی	۱۵.۹۳	۴.۱۲	۰.۱۰	−۰.۸۴
دلبستگی ایمن	۱۴.۴۲	۴.۸۵	۰.۰۵	۰.۱.۰۷
سازگاری	۵۸.۳۱	۱۷.۷۸	۰.۳۳	−۰.۸۶
راندمان تحصیلی	۴.۲۶	−۰.۲۸	−۰.۸۸	
ارتباط با همسالان	۴.۴۴	−۰.۰۳۵	−۰.۹۸	
روابط خانوادگی	۴.۰۶	۰.۰۲	−۰.۸۷	
وظایف خانگی	۳.۵۸	۰.۱۴	−۰.۶۱	
نمره کل عملکرد اجتماعی	۱۴.۱۴	−۰.۳۵	−۰.۵۴	

[1] Spence

در جدول ۱ نتایج یافته‌های توصیفی متغیرها قابل مشاهده‌است. همچنین چولگی و کشیدگی داده‌ها در بازه‌ی مطلوب گزارش شده‌است. در این مطالعه ابتدا توزیع نرمال داده‌ها با استفاده از آزمون کولوگروف اسمیرنوف بررسی و تائید شد.

جدول ۲. ضرایب همبستگی بین متغیرها

متغیر	۱	۲	۳	۴
سبک دلبستگی اضطرابی	۱			
سبک دلبستگی اجتنابی	۰.۶۸*	۱		
سبک دلبستگی ایمن	-۰.۶۸*	-۰.۵۳*	۱	
سازگاری	-۰.۵۳*	-۰۴۰.*	۰.۴۸*	۱
عملکرد اجتماعی	-۰.۶۴*	-۰.۴۵*	۰.۷۲*	۰/۳۸*

طبق یافته‌های به‌دست آمده در جدول ضرایب پیرسون، بین سبک دلبستگی اضطرابی و اجتنابی با سازگاری و عملکرد اجتماعی رابطه معنادار و منفی وجود دارد. رابطه بین سازگاری کودکان و عملکرد اجتماعی با سبک دلبستگی ایمن مثبت و معنادار بود. مفروضه استقلال خطاها با آزمون دوربین- واتسون[1] مشخص و تائید شد. از آنجا که آماره بین ۱.۵ تا ۲.۵ بود آزمون رگرسیون اجرا شد.

جدول ۳. ضرایب رگرسیون

ملاک	R2	F	B	خطا	(β)	t
مقدار ثابت	۰.۳۱	۲۲.۷۶	۷۴.۴۹	۱۰.۹۸		۶.۷۷*
سبک دلبستگی اضطرابی			-۱.۵۳	۰.۴۷	-۰.۳۵	-۳.۲۳*
سبک دلبستگی اجتنابی			-۰.۵۵	۰.۲۹	-۰.۱۸	-۱.۹۹*
سبک دلبستگی ایمن			۰.۸۰	۰.۳۴	۰.۲۱	۲.۳۱*

با توجه به یافته‌های ارائه‌شده در جدول ضریب تبیین بین متغیرها بی پیش‌بین و ملاک ۰.۳۱ بود که نشان‌می‌دهد ۳۱ درصد از تغییرات سازگاری این کودکان بر اساس سه سبک دلبستگی ایمن و ناایمن

1 Durbin- Watson d Test

قابل پیش‌بینی است. ضریب اتا برای سبک دلبستگی اضطرابی، اجتنابی و ایمن به‌ترتیب ۰.۳۵، ۰.۱۸- و ۰.۲۱ می‌باشد.

جدول ٤. ضرایب رگرسیون

ملاک	R	R2	B	خطا	(β)	t
مقدار ثابت	۰.۷۵	۰.۵۶	۴۷.۱۰	۶.۹۴		⁎۶.۷۸
سبک دلبستگی اضطرابی			-۰.۹۷	۰.۳۰	-۰.۲۸	⁎-۳.۲۶
سبک دلبستگی اجتنابی			۰.۳۷	۰.۳۱	-۰.۳۰	⁎-۲.۴۰
سبک دلبستگی ایمن			۱.۵۹	۰.۲۱	۰.۵۴	⁎۷.۳۱

با توجه به یافته‌های ارائه‌شده در جدول ۴ ضریب تبیین بین متغیرهای پیش‌بین و ملاک ۰.۵۶ بود که نشان‌می‌دهد ۵۶ درصد از تغییرات عملکرد اجتماعی این کودکان بر اساس سه سبک دلبستگی ایمن و ناایمن قابل پیش‌بینی است. ضریب اتا برای سبک دلبستگی اضطرابی، اجتنابی و ایمن به‌ترتیب ۰.۲۸، ۰.۳۰- و ۰.۵۴ می‌باشد.

نتیجه‌گیری و بحث

این مطالعه با هدف بررسی تأثیر سبک دلبستگی مادران شاغل بر عملکرد اجتماعی و سازگاری کودکان در مدرسه صورت گرفت. یافته‌ها نشان داد سبک‌های دلبستگی می‌توانند به‌صورت معناداری سازگاری دانش‌آموزان را پیش‌بینی کنند. این یافته‌ها با نتایج به‌دست آمده در مطالعه‌ی سلطانپور و همکاران (۱۴۰۳)؛ یوسفی و همکاران (۱۴۰۳)؛ رحمتی و همکاران (۱۴۰۲) همسو بود. فانگ و همکاران (۲۰۲۳)؛ آگباریا و همکاران (۲۰۲۱) نقش دلبستگی را در روابط بین فردی تائید کردند. در مطالعه‌ی بین و همکاران (۲۰۲۱) تأثیر مستقیم دلبستگی والدین و فرزند و تأثیر غیرمستقیم از طریق پیوند مدرسه بر سازگاری اجتماعی مشخص شد.

برای تبیین این فرضیه که «سبک‌های دلبستگی می‌توانند به‌صورت معناداری سازگاری دانش‌آموزان را پیش‌بینی کنند»، می‌توان از نظریه‌های روان‌شناختی به‌ویژه نظریه دلبستگی جان بالبی، نظریه‌های رشد روانی-اجتماعی و همچنین رویکردهای شناختی-رفتاری بهره گرفت. فرضیه فوق بر این پیش‌فرض استوار است که نوع رابطه‌ای که کودک در دوران اولیه زندگی با مراقبان اولیه (به‌ویژه والدین) تجربه می‌کند، پایه‌گذار الگوهای دلبستگی او خواهد بود و این الگوها تا حد زیادی تعیین‌کننده نحوه تعاملات اجتماعی، هیجانی و رفتاری او در سال‌های بعد، به‌ویژه در محیط مدرسه است.

بر اساس نظریه دلبستگی جان بالبی، تجربه‌های اولیه با مراقبان منجر به شکل‌گیری «مدل‌های عاملی درونی» می‌شوند؛ این مدل‌ها به فرد کمک می‌کنند تا برداشت‌هایی نسبت به خود، دیگران و روابط میان‌فردی شکل دهد. کودکان با سبک دلبستگی ایمن معمولاً دارای تصویر مثبتی از خود و دیگران هستند، اعتماد به نفس بیشتری دارند، راحت‌تر با موقعیت‌های جدید کنار می‌آیند و در نتیجه سازگاری تحصیلی، اجتماعی و هیجانی بالاتری نشان می‌دهند.

در مقابل، کودکانی با سبک‌های دلبستگی ناایمن (اجتنابی یا دوسوگرا) ممکن است به‌دلیل تصویر منفی از خود یا دیگران، یا اضطراب نسبت به جدایی و طرد شدن، در تعامل با همسالان، معلمان یا در رویارویی با چالش‌های آموزشی و اجتماعی دچار مشکل شوند. این امر می‌تواند منجر به کاهش سطح سازگاری

آنان در زمینه‌های مختلف شود. از منظر نظریه رشد روانی–اجتماعی اریک اریکسون، دوران مدرسه با مرحله «کوشش در برابر احساس حقارت «مرتبط است. در این مرحله، موفقیت در ایجاد حس شایستگی و مهارت اجتماعی مستلزم وجود پایه‌های مستحکم اعتماد به نفس و احساس امنیت است که این موارد عموماً در سبک دلبستگی ایمن ایجاد می‌شود.

همچنین یافته‌ها نشان داد سبک‌های دلبستگی می‌توانند به‌صورت معناداری عملکرد اجتماعی دانش‌آموزان را پیش‌بینی کنند. همسو با این یافته جان‌فدا و همکاران (۱۴۰۱) و واحدی و فتحی (۱۳۹۹)؛ آگباریا و همکاران (۲۰۲۱)؛ مو و همکاران (۲۰۲۱)؛ یین و همکاران (۲۰۲۱)؛ ژانگ و همکاران (۲۰۲۰) نیز نقش سبک‌های دلبستگی را در رفتارها و عملکرد اجتماعی تائید کردند.

برای تبیین فرضیه «سبک‌های دلبستگی مادران می‌توانند به‌صورت معناداری عملکرد اجتماعی دانش‌آموزان را پیش‌بینی کنند»، می‌توان از نظریه دلبستگی بالبی، دیدگاه‌های تعامل والد–کودک، نظریه انتقال میان‌نسلی دلبستگی و رویکردهای تحولی استفاده‌کرد. نظریه دلبستگی جان بالبی بر اهمیت رابطه هیجانی پایدار و ایمن بین کودک و مراقب اولیه (که معمولاً مادر است) تأکید دارد. این رابطه به‌عنوان الگویی برای روابط بعدی کودک در طول زندگی عمل می‌کند. سبک دلبستگی مادران که حاصل تجربه‌های اولیه خود آنان از دلبستگی است، بر نحوه تعامل آنان با کودک و پاسخ‌دهی به نیازهای هیجانی او تأثیرگذار است. این تعاملات در شکل‌گیری سبک دلبستگی کودک و در نتیجه در رشد مهارت‌های اجتماعی او نقش اساسی دارد.

بر اساس نظریه انتقال میان‌نسلی دلبستگی، مادران سبک دلبستگی خود را – چه ایمن، اجتنابی یا دوسوگرا – از طریق شیوه‌های فرزندپروری، به فرزندان خود منتقل می‌کنند. برای مثال، مادری با دلبستگی ایمن، بیشتر در دسترس هیجانی کودک است، به‌درستی به نیازهای او پاسخ می‌دهد و با پذیرش و حساسیت به او واکنش نشان‌می‌دهد. چنین کودکانی اغلب یاد می‌گیرند که به دیگران اعتماد کنند، هیجانات خود را تنظیم کنند و روابط سالمی با همسالان برقرار کنند. این عوامل مستقیماً به عملکرد اجتماعی مطلوب کودک در محیط مدرسه و اجتماع منجر می‌شود.

در مقابل، مادرانی با دلبستگی ناایمن (مثلاً اجتنابی یا اضطرابی)، ممکن است رفتاری غیرقابل‌پیش‌بینی، طردکننده، یا بیش از حد کنترل‌گر داشته‌باشند که به ایجاد ناامنی هیجانی در کودک می‌انجامد. کودکان این مادران ممکن است دچار مشکلاتی در ابراز هیجانات، اعتماد به دیگران و شکل‌دهی روابط اجتماعی سالم شوند که در نهایت به کاهش عملکرد اجتماعی آن‌ها منجر می‌شود.

سبک دلبستگی مادران، به‌ویژه در دوران کودکی و رشد اولیه، نقش بنیادینی در شکل‌گیری الگوهای تعامل اجتماعی کودکان ایفا می‌کند. مادرانی که دارای سبک دلبستگی ایمن هستند، معمولاً روابط گرم، پاسخ‌گو و حمایت‌گری با فرزندان خود برقرار می‌کنند. این شیوه تربیتی به کودکان امکان می‌دهد که احساس امنیت کرده، مهارت‌های اجتماعی همچون همدلی، همکاری، تنظیم هیجان و اعتماد به دیگران را توسعه دهند. در خانواده‌هایی که مادران شاغل هستند، میزان زمانی که با فرزند سپری می‌شود ممکن است محدودتر باشد؛ اما اگر این مادران از سبک دلبستگی ایمن برخوردار باشند، حتی در تعاملات محدود نیز می‌توانند کیفیت رابطه را ارتقا داده و محیطی امن برای رشد عاطفی و اجتماعی کودک فراهم کنند. برعکس، سبک‌های دلبستگی ناایمن (مثل اجتنابی یا دوسوگرا) ممکن است منجر به تعاملات ناپایدار، ناهماهنگ یا کنترل‌گرایانه شوند و توانمندی اجتماعی کودک را در مواجهه با موقعیت‌های مدرسه‌ای کاهش دهند. در نتیجه، می‌توان گفت که سبک دلبستگی مادران شاغل، به‌واسطه تأثیر بر شیوه ارتباطی با کودک و انتقال الگوهای رفتاری، عملکرد اجتماعی کودک در مدرسه را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد.

باید در نظر داشت این مطالعه با محدودیت‌هایی همراه بود اغلب مطالعات انجام‌شده در این زمینه از نوع همبستگی یا توصیفی هستند، نه تجربی یا شبه‌تجربی. در نتیجه، اگرچه می‌توان رابطه‌ای میان سبک دلبستگی مادر و رفتار کودک مشاهده کرد، اما نمی‌توان با قطعیت از علیت سخن گفت؛ یعنی مشخص نیست که آیا دلبستگی مادر باعث تغییر در رفتار کودک شده یا متغیر سومی در کار است. این مطالعه از نظر زمانی محدود بود و در بازه زمانی کوتاهی به‌صورت مقطعی صورت گرفت. در این مطالعه بازه‌ی سنی محدودی از کودکان مورد بررسی و ارزیابی قرار گرفت. در این مطالعه نقش مادران تنها ارزیابی گردید و امکان بررسی سایر اعضای خانواده فراهم نشد. پیشنهاد می‌شود

پژوهش‌های آینده به‌صورت طولی انجام شوند تا بتوان رابطه علی بین سبک دلبستگی (کودک یا مادر) و سازگاری یا عملکرد اجتماعی کودک را به‌دقت بررسی کرد. پیشنهاد می‌شود نقش متغیرهایی چون سبک‌های فرزندپروری، خلق‌وخو کودک، حمایت اجتماعی و سلامت روان والدین به‌عنوان واسطه یا تعدیل‌تر در رابطه بین دلبستگی و پیامدهای رفتاری کودک بررسی شود.

دسترسی به داده‌ها

داده‌ها از طریق اطلاع‌رسانی به نویسنده مسئول قابل‌دسترسی است.

تعارض منافع

این مطالعه هیچ‌گونه تعارض منافعی ندارد.

مشارکت‌های نویسندگان

نویسندگان به‌صورت مساوی در نوشتن مقاله مشارکت کرده‌اند.

تأمین مالی

این مطالعه تأمین مالی نشده است و با هزینه شخصی نویسنده صورت گرفته است.

شفافیت

این مطالعه تعارض منافع ندارد از نظر مالی تأمین مالی نشده است.

References

Agbaria, Q. Mahamid, F & Veronese, G. (2021). The association between attachment patterns and parenting styles with emotion regulation among Palestinian preschoolers. *Sage Open*, 11(1), 2158244021989624. DOI: 10.1177/2158244021989624

Besharat, M. A. (2011). Development and validation of Adult Attachment Inventory. Procedia - Social and *Behavioral Sciences*, 30, 475–479. DOI: 10.1016/j.sbspro.2011.10.093

Deneault, A. A. Duschinsky, R. Van IJzendoorn, M. H., Roisman, G. I., Ly, A., Fearon, R. P & Madigan, S. (2023). Does child-mother attachment predict and mediate language and cognitive outcomes? A series of meta-analyses. *Developmental Review*, 70, 101093. DOI: 10.1016/j.dr.2023.101093

Eilert, D. W & Buchheim, A. (2023). Attachment-related differences in emotion regulation in adults: A systematic review on attachment representations. *Brain Sciences*, 13(6), 884. DOI: 10.3390/brainsci13060884

Fang, Y. Fan, C. Cui, J. Zhang, X & Zhou, T. (2023). Parental attachment and cyberbullying among college students: the mediating role of loneliness and the moderating role of interdependent self. *Current Psychology*, 42(34), 30102-30110. DOI: 10.1007/s12144-022-04058-8

Hazan, C & Shaver, P. (1987). Romantic love conceptualized as an attachment process. *Journal of Personality and Social Psychology*,52(3), 511–524. DOI: 10.1037/0022-3514.52.3.511

Laksono, A. D. Sukoco, N. E. W. Rachmawati, T & Wulandari, R. D. (2022). Factors related to stunting incidence in toddlers with working mothers in Indonesia. International Journal of Environmental Research and *Public Health*, 19(17), 10654. DOI: 10.3390/ijerph191710654

Mo, X., Wang, Z., & Shao, J. (2021). Parent-child attachment and good behavior habits among Chinese children: Chain mediation effect of parental involvement and psychological Suzhi. *Plos one*, 16(1), e0241586. DOI: 10.1371/journal.pone.0241586

Rajgariah, R., Chandrashekarappa, S. M. Babu, K. V. Gopi, A. Ramaiha, N. M. M & Kumar, J. (2021). Parenting stress and coping strategies adopted among working and non-working mothers and its association with socio-demographic variables: A cross-sectional study. Clinical Epidemiology and Global Health, 9, 191-195. DOI: 10.1016/j.cegh.2020.08.009

Spence, S. H. De Young, A. Toon, C & Bond, S. (2002). *The Children's Anxiety Scale for Functional Assessment (CASAFS):* A scale for measuring anxiety in children and adolescents. Australian Academic Press.

Stevens, J. P. (2012). *Applied multivariate statistics for the social sciences (5th ed.)*. Routledge. DO : ۹۷۸۰۲۰۳۸٤۳۱۳۰/۱۰,٤۳۲٤

Yang, Y. Li, S. Xie, F & Chen, X. (2024). The Association Between Parent–Child Attachment and Academic Adjustment: A Multilevel Meta-Analysis. *Educational Psychology Review*, 36(3), 85. DOI: 10.1007/s10648-024-09928-0

Yin, H. Qian, S. Huang, F. Zeng, H. Zhang, C. J., & Ming, W. K. (2021). Parent-child attachment and social adaptation behavior in Chinese college students: the mediating role of school bonding. *Frontiers in Psychology*, 12, 711669. DOI: 10.3389/fpsyg.2021.711669

Zhang, Y. Yang, X. Liu, D & Wang, Z. (2020). Chinese college students' parental attachment, peer attachment, and prosocial behaviors: The moderating role of respiratory sinus arrhythmia. *Biological Psychology*, 150, 107844. DOI: 10.1016/j.biopsycho.2019.107844

Education and Exploration in Learning, Behavior and Cognition Open Access

Winter (2025) 1 (1): 53-71

https://doi.org/: 10.30473/elc.2026.77244.1003

ORIGINAL ARTICLE

A Structural Model of the Hidden Curriculum and Academic Interest with the Mediating Roles of Academic Adjustment and Academic Resilience

Abedin Darabi Emarati[1], Anvar Shahmohammadi[2], Lila Faryadras[3]

1. Assistant Professor, Department of Educational Sciences and Psychology, Payame Noor University, Tehran, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Educational Sciences and Psychology, Payame Noor University, Tehran, Iran.
3. M.A., Department of Educational Sciences, Payame Noor University, Tehran, Iran.

Correspondence:
Abedin Darabi Emarati
Email: a.darabi@pnu.ac.ir

Receive Date: 02/Oct/2025
Revise Date: 24/Oct/2025
Accept Date: 27/Nov/2025
Publish Date: 22/Dec/2025

How to cite:
Darabi Emarati, A. Shahmohammadi, A & Faryadras, L. (2025). A Structural Model of the Hidden Curriculum and Academic Interest with the Mediating Roles of Academic Adjustment and Academic Resilience, *Education and Exploration in Learning, Behavior and Cognition*, 1 (1), 53-71. (https://doi.org/: 10.30473/elc.2026.77244.1003)

ABSTRACT

The purpose of this study was to investigate the fit of the conceptual model of educational interest based on the hidden curriculum with the mediating role of educational adaptation and educational resilience of students with the empirical model. The research method was descriptive-correlational structural equation modeling. The statistical population was all female students of the first year of high school in Nahavand, numbering 3157 people. 345 people were selected as samples using multi-stage cluster random sampling. The research tools were Sheikhi's Hidden Curriculum Questionnaire (2009), Rotgans's Academic Interests (2015), Sinha and Singh's Educational Resilience (1993), and Samuels's Educational Resilience (2004). Pearson correlation and structural equations were used to analyze the data using SPSS26 and SmartPLS4 software. The findings showed that the hidden curriculum has a direct and positive effect on educational resilience, educational adjustment, and academic interest. Additionally, educational resilience and educational adjustment have direct and positive effects on academic interest. The mediating role of educational resilience and educational adjustment in the relationship between the hidden curriculum and academic interest is significant. Given the model's favorable fit, it can be inferred that explaining academic interest requires a comprehensive view of environmental factors (the hidden curriculum) and individual-adaptive characteristics. These results emphasize the importance of re-examining the informal aspects of education to facilitate academic adjustment and promote students' academic resilience.

KEYWORDS

Hidden Curriculum, Academic Interest, Educational Adaptation, Educational Resilience.

Copyright © 2025 The Authors. Published by Payame Noor University.
This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

آموزش و کاوش در یادگیری، رفتار و شناخت

سال اول، شماره اول، زمستان ۱۴۰۴ (۵۳-۷۱)

https://doi.org/: 10.30473/elc.2026.77244.1003

«مقاله پژوهشی»

مدل ساختاری برنامه درسی پنهان و علاقه‌مندی تحصیلی با نقش واسطه‌ای سازگاری‌آموزشی و تاب‌آوری آموزشی

عابدین دارابی عمارتی [۱]، انور شاهمحمدی [۲]، لیلا فریادرس [۳]

۱. استادیار، گروه علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران.

۱. استادیار، گروه علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران.

۱. کارشناسی‌ارشد، گروه علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران.

نویسنده مسئول:
عابدین دارابی عمارتی
رایانامه:a.darabi@pnu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۷/۱۰
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۸/۰۲
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۹/۰۶
تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۱۰/۰۱

استناد به این مقاله:
دارابی عمارتی، عابدین؛ شاهمحمدی، انور و فریادرس، لیلا. (۱۴۰۴). مدل ساختاری برنامه درسی پنهان و علاقه‌مندی تحصیلی با نقش واسطه‌ای سازگاری‌آموزشی و تاب‌آوری آموزشی، *فصلنامه آموزش و کاوش در یادگیری، رفتار و شناخت*، ۱ (۱)، ۵۳-۷۱.

چکیده

هدف این پژوهش، بررسی میزان برازش مدل مفهومی علاقه‌مندی تحصیلی براساس برنامه درسی پنهان با نقش واسطه‌ای سازگاری آموزشی و تاب‌آوری آموزشی دانش‌آموزان با مدل تجربی بود. روش پژوهش توصیفی-همبستگی از نوع معادلات ساختاری بود. جامعه آماری همه دانش‌آموزان دختر دوره متوسطه اول نهاوند به تعداد ۳۱۵۷ نفر بود. تعداد ۳۴۵ نفر به‌روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای چند مرحله‌ای به‌عنوان نمونه انتخاب شد. ابزار پژوهش پرسش‌نامه برنامه درسی پنهان شیخی (۱۳۸۸)، علاقه‌مندی تحصیلی روتگانز (۲۰۱۵)، سازگاری آموزشی سین‌ها و سینگ (۱۹۹۳) و تاب‌آوری تحصیلی ساموئلز (۲۰۰۴) بود. برای تحلیل داده‌ها از همبستگی پیرسون و معادلات ساختاری به‌کمک نرم‌افزارهای SPSS26 و SmartPLS4 استفاده شد. یافته‌ها نشان داد برنامه درسی پنهان اثر مستقیم و مثبت بر تاب‌آوری آموزشی، سازگاری آموزشی و علاقه‌مندی تحصیلی دارد. همچنین تاب‌آوری آموزشی و سازگاری آموزشی اثر مستقیم و مثبت بر علاقه‌مندی تحصیلی دارند. نقش واسطه‌ای تاب‌آوری آموزشی و سازگاری آموزشی در رابطه بین برنامه درسی پنهان و علاقه‌مندی تحصیلی معنادار است. با توجه به برازش مطلوب مدل، می‌توان استنباط کرد که تبیین علاقه‌مندی تحصیلی مستلزم نگاهی جامع به عوامل محیطی (برنامه درسی پنهان) و ویژگی‌های فردی-انطباقی است. این نتایج بر اهمیت بازنگری در جنبه‌های غیررسمی آموزش به‌منظور تسهیل سازگاری و ارتقای تاب‌آوری تحصیلی دانش‌آموزان تأکید می‌کند.

واژه‌های کلیدی

برنامه درسی پنهان، علاقه‌مندی تحصیلی، سازگاری آموزشی، تاب‌آوری آموزشی.

حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۴ ©. ناشر این مقاله، دانشگاه پیام نور است.

این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

مقدمه

از مسائل مهم تربیتی برای مدرسه و معلمان نداشتن علاقه تحصیلی و گریز از مدرسه است (غلامی و سدرپوشان، ۱۳۹۹). علاقه دانش‌آموزان به یک موضوع، تأثیر قابل توجهی بر قدرت یادگیری آن‌ها دارد. وقتی دانش‌آموزان به یک موضوعی که به آن علاقه‌مند هستند متصل می‌شوند، آن‌ها در تمرکز و تمهیدات وقت خود برای تفکر، گفتگو و ایجاد ایده به روش‌های معنی‌دار بهبود قابل توجهی می‌بینند. این تعامل عمیق‌تر بین دانش‌آموزان و موضوع آموزشی، فرصتی را برای بهبود فرآیند یادگیری فراهم می‌کند و تأثیر مثبتی روی افزایش دانش و درک عمیق در مورد موضوع خاص خواهد داشت (زارعی شوکت آبادی و مسعودبان، ۱۴۰۱). علاقه‌مندی تحصیلی به‌عنوان یکی از عوامل کلیدی در فرآیند یادگیری دانش‌آموزان شناخته می‌شود که می‌تواند تأثیر مستقیم بر انگیزه و مشارکت آن‌ها داشته‌باشد (اکبرزاده فسندوز، ۱۴۰۳). علاقه‌مندی تحصیلی به‌معنای تمایل و انگیزه فرد برای یادگیری و کسب دانش در زمینه‌ای خاص است و نقش مهمی در انتخاب رشته تحصیلی ایفا می‌کند (زبان‌دان، ۱۴۰۳) .

محیط آموزشی مدرسه، با تمام ویژگی‌هایی که دارد، به‌طور کامل به آموزش می‌پردازد. بدون توجه به میزان تخصص و اراده معلمان یا پیشرفت برنامه درسی، دانش‌آموزان در واقعیت، در معرض چیزی قرار می‌گیرند که هیچ‌گاه قبلاً مورد توجه قرار نگرفته‌است (وسل پاول[1] و همکاران، ۲۰۱۹؛ هرناندز[2] ، ۲۰۲۲). در مراکز آموزشی برای ایجاد علاقه تحصیلی و اشتیاق به انجام تکالیف و کارهای تحصیلی باید اقدامات لازم و اساسی صورت پذیرد و تدابیری در راستای ارتقای درگیری تحصیلی دانش‌آموزان اندیشیده شود (ابوالقاسمی و همکاران، ۱۴۰۲). یکی از انواع برنامه درسی، برنامه درسی پنهان است که توسط طراحان و برنامه‌ریزان درسی برای تربیت و توسعه فراگیران طراحی و اجرا می‌شود. این برنامه درسی به‌صورت رسمی و به‌طور عمده توسط مسئولان آموزشی تأیید می‌شود (روف[3] ، ۲۰۲۱).

برنامه درسی پنهان به درس‌ها، ارزش‌ها و دیدگاه‌های نانوشته، غیر رسمی و اغلب ناخواسته‌ای اشاره دارد که دانش‌آموزان در مدرسه بدون برنامه از پیش تعیین شده و گاهاً ناخواسته می‌آموزند. برنامه درسی پنهان یا مستتر در مدرسه‌ها به انتقال آن دسته از هنجارها، ارزش‌ها و طرز تلقی‌هایی می‌پردازد که از روابط اجتماعی در مدرسه و کلاس درس حاصل می‌شوند (صبوری‌فر و همکاران، ۱۴۰۳). این عوامل همراه با تجربیات شخصی هر فرد، بر روی شخصیت و رفتار دانش‌آموزان تأثیر می‌گذارند (گریم[4]، ۲۰۲۳). این تأثیرات نه در کتاب‌ها نوشته‌شده، و نه هیچ معلمی به صراحت درس آن را تدریس نمی‌کند. بلکه، محیط آموزشی مدرسه با تمام ویژگی‌های خود، آن را به‌طور ضمنی آموزش می‌دهد (هرناندز، ۲۰۲۲؛ جولیو[5] و همکاران، ۲۰۱۷). تعامل دانش‌آموز و معلم (محمود[6]، ۲۰۱۹)، جو عاطفی کلاس (رئیسی آهوان و همکاران، ۱۴۰۰)، قضاوت‌های معلمان (قهدریجانی، ۱۴۰۱، بهرامی، ۱۴۰۰) و علایق و نیازهای فراگیران (فوجر[7]، ۲۰۲۳) از این عوامل هستند. رشد هوشمندانه دانش‌آموزان نقش مهمی در فرآیند آموزش و یادگیری دارد. سازگاری آنها در سه بُعد مختلف اتفاق می‌افتد: سازگاری تحصیلی، سازگاری عاطفی-هیجانی، و سازگاری اجتماعی. سازگاری تحصیلی به توانایی دانش‌آموزان در پیشرفت تحصیلی و تفوق در کنار همکلاسی‌ها اشاره دارد. این نوع سازگاری نیازمند هماهنگی بین تحصیلات، انگیزه آموزشی و پشتوانه خانوادگی است (خدادادی و همکاران، ۱۴۰۲). با وجود اینکه معلمان مدرسه به چه اندازه ماهر و شایسته هستند یا برنامه درسی چقدر پیشرفت کرده است، دانش‌آموزان به واقعیتی مواجه می‌شوند که تاکنون مورد توجه قرار نگرفته‌است. آنان به‌تدریج تحت‌تأثیر برنامه درسی پنهان مدرسه، نگرش‌ها و دیدگاه‌های خاصی نسبت به زندگی، تحصیل و یادگیری، و تاب‌آوری در محیط مدرسه پیدا می‌کنند (ناظری، ۱۴۰۱، هاشمی و یوسف فرحنک، ۱۴۰۰).

در چند سال گذشته، توجه بسیاری به موضوع سازگاری آموزشی شده‌است، زیرا این موضوع در زمینه روانشناسی مثبت قرار دارد که به بررسی و توسعه افراد متمرکز است. باید توجه داشت که سازگاری در هر زمینه‌ای منجر به رشد و پیشرفت افراد می‌شود. همچنین باید توجه داشت که پیشرفت هر جامعه‌ای به آموزش در آن جامعه بستگی دارد و برای بررسی آن، عملکرد تحصیلی دانش‌آموزان و دانشجویان باید مورد بررسی قرار گیرد (صادقی شادکام، ۱۴۰۲).

---

[1] . Wessel-Powell
[2] . Hernandez
[3] . Roofe
[4] . Grimm
[5] . Julio
[6] . Mahmud
[7] . Fougère

محیط اجتماعی آموزشی به‌گونه‌ای گسترده‌تر از محیط خانواده است و تحت‌تأثیر دگرگونی‌های جامعه قرار دارد. این محیط با محیط خانه تفاوت‌های زیادی دارد و از این رو، نظریات، عادات، و عقاید دینی افراد را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. زیرا محیط آموزشی به‌عنوان پلی عمل می‌کند که افراد را از آن عبور می‌دهند و پایه‌های جهان گسترده‌تر جامعه را می‌سازند. سازگاری‌های مختلفی وجود دارد که به ابعاد مختلف زندگی، از جمله زندگی تحصیلی، تأثیر می‌گذارد. تشخیص وضعیت مرزی بین انواع سازگاری مسأله‌ای آسان نیست و تمایزهای مختلفی که در فنون پژوهش مورد بحث قرار می‌گیرند، به‌صورت روشن و واضح نیستند. با این حال، می‌توان به‌طور کلی برای سازگاری حوزه‌هایی مانند سازگاری در انتقال در محیط جدید، سازگاری در روابط اجتماعی، و سازگاری در محیط‌های آموزشی اشاره کرد که به‌عنوان سازگاری تحصیلی شناخته می‌شوند (توکلی فر، ۱۴۰۲).

دانش‌آموزان بایستی در بطن وقایع پیچیده زندگی و تغییرات سریع اجتماعی، یاد بگیرند خود را با مدرسه، همسالان، اجتماع، خانواده و مقامات مسئول سازگار کنند (نظرزاده و همکاران، ۱۴۰۲). تاب‌آوری در مدرسه یکی از راه‌های نوین برای ارتقا کیفیت آموزش است. ارتقای تاب‌آوری دانش‌آموزان به‌معنای توانایی مدیریت استرس‌های روزانه و آشنایی با مهارت‌های مواجهه با شرایط دشوار می‌باشد (بهمنی، ۱۴۰۲). هدف از آموزش این مهارت، جلوگیری از تأثیرات منفی استرس بر عملکرد تحصیلی و سلامت جسم و روان دانش‌آموزان است. به‌همراه با تأکید بر نقش و اهمیت آموزش و تربیت در توسعه جوامع و پیشرفت نسل جوان و نوجوان، تلاش‌های زیادی برای قانونی کردن این فرآیند حیاتی آغاز شده و تعلیم و تربیت به شاخه‌های مختلفی تقسیم گردیده‌است (قهدریجانی، ۱۴۰۱؛ آقاحسینی و همکاران، ۱۴۰۰). تاب‌آوری تحصیلی به این معناست که دانش‌آموزان با وجود شرایط نامساعد و چالش‌ها، قادر به دستیابی به نتایج خوب در مسیر تحصیلی خود باشند. این امر از طریق تغییر رفتارهای موجود یا ایجاد رفتارهای جدید میسر می‌شود؛ به‌عنوان مثال ایجاد نظم، انجام تمرین، یا برنامه‌ریزی (شیرزاد، ۱۳۹۹).

هر چه تاب‌آوری فرد برای دانش‌یابی، یادگیری، و پیشرفت تحصیلی بیشتر باشد، فعالیت و تلاش بیشتری برای رسیدن به هدف نهایی بر عهده او خواهد بود. وقتی فرد دارای تاب‌آوری آموزشی قوی باشد، به وظایف درسی با دقت و تمکن بیشتری پرداخته و تلاش می‌کند تا بهترین عملکرد را در تحصیلات خود ارائه دهد. او علاوه بر این سعی می‌کند اطلاعات بیشتری را از منابع مختلف جمع آوری و یاد بگیرد تا از نحوه‌ی درس دادن در کلاس بهتر استفاده کند. همچنین، برای یادگیری، مهارت‌های لازم و راهکارهای مناسب را ترجیح می‌دهد. از طرفی، موفقیت در فرآیند یادگیری باعث افزایش احساس توانمندی و علاقه به موضوعات تحصیلی می‌شود (ربانی و همکاران، ۱۴۰۲). برای برخی افراد، نیاز به تاب‌آوری آموزشی بسیار بیشتر از دیگران است، در حالی که برای برخی دیگر، این نیاز کمتر است. این نوع تاب‌آوری از طریق فرایندهای اجتماعی آموخته می‌شود. تاب‌آوری آموزشی به‌عنوان یک ویژگی روان‌شناختی، زمانی شکل می‌گیرد که فرد احساس می‌کند دارای کفایت و خودکنترلی لازم برای موفقیت است. خودکنترلی به دو بخش تقسیم می‌شود: فرصت کنترل و توانایی کنترل. فرصت کنترل به‌معنای دسترسی فرد به فرصت‌هایی است که او را قادر می‌سازد تا تصمیم‌های مربوط به تحصیل خود را بگیرد، در حالی که توانایی کنترل به میزان اعتماد و احساس کفایتی اشاره دارد که فرد باید داشته‌باشد تا بتواند در موقعیت‌های مختلف، کنترل و تسلط خود را حفظ کند (توکلی‌فر، ۱۴۰۲).

سرم سای[1] و همکاران (۲۰۲۵) در پژوهشی نشان دادند بین تاب‌آوری آموزشی، انگیزش تحصیلی و علاقه‌مندی تحصیلی رابطه وجود دارد. بهمنش[2] و همکاران (۲۰۲۵) در پژوهشی نشان دادند که بین برنامه درسی پنهان و تاب‌آوری آموزشی ارتباط معناداری وجود دارد. هاپکینز[3] و همکاران (۲۰۲۴) نشان دادند که برنامه درسی پنهان بر سازگاری آموزشی تأثیر دارد. افدالیا و سوهرمن[4] (۲۰۲۴) در پژوهش خود نشان دادند بین سازگاری آموزشی و علاقه‌مندی تحصیلی ارتباط وجود دارد. گوندوز و گوندوغدو[5] (۲۰۲۳) در پژوهشی نشان دادند که برنامه درسی پنهان می‌تواند علاقه‌مندی تحصیلی دانش‌آموزان را افزایش دهد. پژوهش نمازی و مسجودی (۱۴۰۲) نشان داد بین تاب‌آوری آموزشی و علاقه‌مندی تحصیلی رابطه وجود دارد.

فری[6] (۲۰۲۲) در پژوهشی نشان داد که برنامه درسی پنهان بر تاب‌آوری آموزشی و علاقه‌مندی تحصیلی دانش‌آموزان مهاجر

---

[1] . Srem-Sai
[2] . Behmanesh
[3] . Hopkins
[4] . Afdhalia & Suherman
[5] . Gündüz & Gündogdu
[6] . Free

مدارس دولتی ایالات متحده تأثیر دارد. همچنین، پتریک[1] (۲۰۱۸) در پژوهش خود نشان داد که برنامه درسی پنهان، نقش زیادی در ارتقا علاقه دانش‌آموزان به درس و تحصیل و همچنین فرهنگ یادگیری دانش‌آموزان دارد. لایداک و همکارانش[2] (۲۰۲۲) در پژوهشی به طراحی امتحانات بر اساس برنامه درسی پنهان با محوریت اثربخشی آموزشی و علاقه‌مندی تحصیلی دانش آموزان پرداخته‌اند. آنان به این نتیجه رسیدند که مربیان اغلب یادگیری ضمنی و ناگفته‌ای را که در فرهنگ مدرسه نفوذ می‌کند نادیده می‌گیرند. برای درک بهتر عوامل مستقر و حفظ برنامه درسی پنهان، نه‌تنها بررسی چگونگی تئوریزه این ایده پیچیده مفید است، بلکه در نظر گرفتن تعدادی مثال که چگونه برنامه درسی پنهان می‌تواند در محیط مدرسه نفوذ کند و دانش آموزان را تحت‌تأثیر قرار دهد، مفید است.

شهبازی و همکارانش (۱۴۰۲) در پژوهشی به پیش‌بینی خوش‌بینی تحصیلی و علاقه‌مندی به مدرسه و تاب‌آوری در دانش‌آموزان دختر بر اساس ابعاد برنامه درسی پنهان پرداختند. نتایج نشان داد که بین ابعاد برنامه درسی پنهان با ابعاد خوش‌بینی تحصیلی، علاقه‌مندی به مدرسه و تاب‌آوری، همبستگی معناداری وجود دارد. و متن غیررسمی و غیرملموس نظام ارزش‌ها، هنجارها، و طرز برداشت‌ها و جنبه‌های غیردرسی مراکز آموزشی و مدارس می‌تواند تأثیرات نسبتاً پایداری بر خوش‌بینی تحصیلی و اشتیاق به مدرسه آنان را به‌جا بگذارد. اوجی‌نژاد (۱۴۰۱) در پژوهشی رابطه عملکرد تحصیلی و خلاقیت دانش‌آموزان با برنامه درسی پنهان را بررسی کرده است. نتایج نشان داد بین عملکرد تحصیلی و خلاقیت دانش‌آموزان و برنامه درسی پنهان رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. فلاحی (۱۴۰۰) در پژوهشی نقش میانجی خودپنداره تحصیلی در رابطه بین سازگاری آموزشی و پیوند مدرسه را بررسی کرده است. نتایج نشان داد خودپنداره تحصیلی می‌تواند پیش‌بینی‌کننده‌ای برای سازگاری آموزشی و موفقیت تحصیلی باشد. رفیعی (۱۳۹۸) در پژوهشی تحت‌عنوان «تأثیر برنامه درسی پنهان در تعلیم و تربیت» نشان داد که بین برنامه درسی پنهان و تاب‌آوری آموزشی و انگیزه دانش‌آموزان رابطه معناداری وجود دارد. طهماسب‌زاده (۱۳۹۶) در پژوهشی نشان داد بین برنامه درسی پنهان و سازگاری حرفه‌ای دانشجویان دانشگاه تبریز و دانشگاه علوم پزشکی تبریز رابطه وجود دارد.

بر اساس ادبیات نظری، برنامه درسی پنهان به‌عنوان مجموعه‌ای از پیام‌ها، هنجارها و الگوهای تعاملی ضمنی مدرسه، نقش تعیین‌کننده‌ای در شکل‌دهی تجربه روان‌شناختی دانش‌آموز دارد (جکسون[3]، ۱۹۶۸؛ گیروکس[4]، ۱۹۸۳)؛ به‌گونه‌ای که وقتی این برنامه درسی پنهان حاوی پیام‌های حمایت، عدالت، احترام و مشارکت باشد، از منظر نظریه خودتعیین‌گری با ارضای نیازهای بنیادین خودمختاری، شایستگی و ارتباط، زمینه شکل‌گیری سازگاری تحصیلی و هیجانی را فراهم می‌کند (دسی و رایان[5]، ۲۰۰۰). این سازگاری که در قالب راهبردهای مقابله‌ای سازنده، تنظیم هیجان و حل مسئله بروز می‌یابد، به‌تدریج به یک الگوی پایدارتر به نام تاب‌آوری تحصیلی تبدیل می‌شود؛ زیرا تجربه مکرر سازگاری موفق، ادراک کنترل، خودکارآمدی و معنابخشی به شکست را تقویت می‌کند (مارتین و مارش[6]، ۲۰۰۶؛ آس[7]، ۲۰۱۴) در گام بعد، تاب‌آوری تحصیلی با کاهش تهدیدهای هیجانی یادگیری و افزایش احساس توانمندی، شرایط لازم برای درونی‌سازی انگیزش و شکل‌گیری علاقه تحصیلی پایدار را مهیا می‌سازد، چرا که دانش‌آموز تاب‌آور یادگیری را نه منبع اضطراب، بلکه فرصت رشد تلقی می‌کند (هایدی و رنینگر[8]، ۲۰۰۶). این زنجیره علّی را می‌توان در چارچوب نظریه بوم‌شناختی برونفنبرنر نیز تبیین کرد؛ به این معنا که برنامه درسی پنهان به‌عنوان یک عامل ریزنظامی[9] از طریق فرایندهای تعاملی روزمره، ویژگی‌های فردی مانند سازگاری و تاب‌آوری را شکل داده و در نهایت به پیامدهای انگیزشی بلندمدت مانند علاقه تحصیلی منجر می‌شود (برونفنبرنر[10]، ۱۹۷۹).

با توجه به مبانی نظری و پیشینه بیان‌شده، این پژوهش درصدد پاسخ‌گویی به این سؤال است که آیا مدل مفهومی علاقه‌مندی تحصیلی براساس برنامه درسی پنهان با نقش واسطه‌ای سازگاری‌آموزشی و تاب‌آوری‌آموزشی دانش‌آموزان با مدل تجربی از برازش مطلوب برخوردار است؟

روش

---

1 . Petherick
2 . Laiduc
3 . Jackson
4 . Giroux
5 . Deci & Ryan
6 . Martin & Marsh
7 . As
8 . Hidi & Renninger
9 . microsystem
10 . Bronfenbrenner

این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی و از نظر اجرا و روش جمع‌آوری داده‌ها، توصیفی-همبستگی از نوع معادلات ساختاری است. همچنین، از نظر نوع داده‌ها به‌عنوان یک پژوهش کمی محسوب‌می‌شود. جامعه آماری پژوهش تمامی دانش‌آموزان دختر متوسطه اول شهر نهاوند در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۲ به تعداد ۳۱۵۷ نفر بود. از این تعداد ۱۰۸۳ دانش‌آموز در پایه اول، ۱۱۰۱ دانش‌آموز در پایه دوم و ۹۷۳ دانش‌آموز در پایه سوم مشغول به تحصیل هستند. برای تعیین حجم نمونه به‌روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای چند مرحله‌ای تعداد ۳۴۵ نفر به‌عنوان نمونه آماری انتخاب شد. از این تعداد ۱۱۵ نفر در دوره اول متوسطه، ۱۱۵ نفر در دوره دوم متوسطه و ۱۱۵ نفر در دوره سوم متوسطه قرار داشتند. برای گردآوری داده‌ها از ۴ پرسش‌نامه استفاده شد:

الف) پرسش‌نامه برنامه درسی پنهان: این پرسش‌نامه توسط شیخی (۱۳۸۸) طراحی و تدوین شد و دارای ۴ مؤلفه و ۲۴ سؤال است. مؤلفه قوانین و مقررات (گویه‌های ۱ تا ۶)، روابط اجتماعی (گویه‌های ۷ تا ۱۲)، محیط فیزیکی (گویه‌های ۱۳ تا ۱۸)، و سایل و مواد آموزشی و ورزشی (گویه‌های ۱۹ تا ۲۴) می‌باشند که براساس مقیاس چهار گزینه‌ای لیکرت (همیشه = ۵، گاهی اوقات = ۴، بی‌نظرم = ۳، به‌ندرت = ۲ و هرگز = ۱) نمره‌گذاری و تهیه شده‌است. در پژوهش رضازاده و دلگشایی (۱۳۹۰) روایی و پایایی پرسش‌نامه تأیید شده‌است. در پژوهش حاضر نیز میزان ضریب آلفای کرونباخ پرسش‌نامه مقدار ۰/۷۹ به‌دست آمد. **ب) پرسش‌نامه علاقه‌مندی تحصیلی:** برای سنجش علاقه تحصیلی از پرسش‌نامه علاقه فردی برگرفته از مقیاس Individual Interest Questionnaire (IIQ) استفاده شد. این ابزار توسط روتگانز[1] (۲۰۱۵) ساخته شده‌است و دارای ۸ گویه و ساختار تک‌عاملی است و میزان علاقه، لذت و درگیری شناختی دانش‌آموزان نسبت به درس / رشته تحصیلی را می‌سنجد. پاسخ‌ها در مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای (کاملاً مخالفم نمره ۱ تا کاملاً موافقم نمره ۵) تنظیم‌شده‌اند و نمره بالاتر نشان‌دهنده علاقه تحصیلی بیشتر است. نسخه اصلی این ابزار از روایی سازه و پایایی مناسبی برخوردار است.

ج) پرسش‌نامه سازگاری آموزشی (AISS): این پرسش‌نامه توسط سین‌ها و سینگ (۱۳۹۳) طراحی و تدوین شده‌است و دارای ۶۰ سؤال ۲ گزینه‌ای (بلی و خیر) است، آنها از طریق همبستگی درونی، روایی پرسش‌نامه را ۰/۵۱ گزارش کرده‌اند. در پژوهش توکلی (۱۳۹۳) روایی و پایایی آن تأیید شده‌است. پایایی پرسش‌نامه بر اساس ضریب آلفای کرونباخ ۸۷ محاسبه شد، و برای ابعاد آن سازگاری عاطفی(۰/۸۱)، سازگاری اجتماعی ۰/۷۴ و سازگاری آموزشی ۰/۷۵ محاسبه شد. **د) پرسش‌نامه تاب‌آوری آموزشی[2] (ARQ):** این پرسش‌نامه توسط ساموئلز[3] (۲۰۰۴) ساخته شده‌است و در سال ۱۳۹۲ توسط سلطانی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۳) در جامعه دانش‌آموزان و دانشجویان اعتباریابی شده‌است. دارای سه مؤلفه مهارت‌های ارتباطی، جهت‌گیری آینده، مسئله‌محور / مثبت‌نگر و ۲۹ گویه است که بر اساس طیف پنج گزینه‌ای لیکرت درجه‌بندی شده‌است. شیوه نمره‌گذاری پرسش‌نامه به این صورت است که سؤالات ۴، ۵، ۷، ۱۰، ۱۴، ۱۵، ۲۳، ۲۷، ۲۸، ۲۹ به‌صورت معکوس نمره گذاری می‌شوند و بقیه سؤالات در جهت پاسخ‌های پرسش‌نامه نمره‌گذاری می‌شوند. در برخی مطالعات روایی بیرونی و سازه این مقیاس تأیید شده‌است (تایس[4]، ۱۹۹۹).

برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از روش معادلات ساختاری و با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS26 وSmartPLS4 بهره گرفته شد.

یافته‌ها

جدول ۱. شاخص‌های حداقل، حداکثر، میانگین و انحراف استاندارد متغیرهای پژوهش

متغیر	تعداد نمونه	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف استاندارد
علاقه‌مندی تحصیلی	۳۴۵	۱۰	۴۰	۲۶/۰۱	۸/۱۴۲
برنامه درسی پنهان	۳۴۵	۳۱	۱۱۵	۷۶/۱۹	۲۶/۴۶۹
سازگاری آموزشی	۳۴۵	۲۰	۵۵	۵۱/۳۷	۹/۳۲۲
تاب‌آوری آموزشی	۳۴۵	۵۰	۱۳۷	۱۰۸/۴۴	۲۷/۶۱۲

[1] . Rotgans
[2] . Academic Resilience Questionnaire
[3] . Samuels
[4] . Taiss

در جدول ۱ مشـــاهده می‌شـــود که نمره میانگین و انحراف استاندارد متغیر علاقه‌مندی تحصیلی به‌ترتیب برابر با ۲۶/۰۱ و ۸/۱۴۲، نمره میانگین و انحراف اسـتاندارد متغیر برنامه درسـی پنهان به‌ترتیب برابر با ۷۶/۱۹ و ۲۶/۴۶۹، نمره میـانگین و انحراف اسـتاندارد متغیر سـازگاری آموزشـی به‌ترتیب برابر با ۵۱/۳۷ و ۹/۳۲۲ و نمره میانگین و انحراف اســتاندارد متغیر تاب‌آوری آموزشی به‌ترتیب برابر با ۱۰۸/۴۴ و ۲۷/۶۱۲ است.

بررسی برازش و اصلاح مدل پژوهش

در این بخش ابتدا با اسـتفاده از آزمون ضـریب همبسـتگی پیرسـون روابط همبسـتگی بین متغیرهای پژوهش بررسـی و سـپس فرایند بررسـی و اصـلاح مدل پژوهش با اسـتفاده از معادلات ساختاری انجام‌می‌شود.

جدول ۲. تحلیل توصیفی و ضرایب همبستگی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	انحراف استاندارد	۱	۲	۳	۴
علاقه‌مندی تحصیلی (۱)	۲۶/۰۱	۸/۱۴۲	۱			
برنامه درسی پنهان (۲)	۷۶/۱۹	۲۶/۴۶۹	۰/۹۵۴**			
سازگاری آموزشی (۳)	۵۱/۳۷	۹/۳۲۲	۰/۶۴۳**	۰/۵۷۱**	۱	
تاب‌آوری آموزشی (۴)	۱۰۸/۴۴	۲۷/۶۱۲	۰/۹۰۳**	۰/۸۹۵**	۰/۶۹۹**	۱

$^{**}p \leq 0/01$

در جدول ۲ ابتدا میانگین و انحراف‌معیار متغیرها به‌دسـت آمده است. مشاهده می‌شود که میزان میانگین برای هر متغیر اصـلی براسـاس مقیاس ۵ امتیازی لیکرت مقدار بیشـتر از حد متوسط به‌دست آمده است. در بخش دوم جدول ۲، همبستگی بین متغیرها ارائه شده‌است. مشاهده می‌شود که رابطه مثبت و قوی[۱] بین برنامه درســی پنهان با علاقه‌مندی تحصــیلی (۰/۹۵۴)، رابطه مثبت و قوی سازگاری آموزشی با علاقه‌مندی تحصـیلی (۰/۶۴۳)، رابطه مثبت و قوی تاب‌آوری آموزشـی با علاقه‌مندی تحصـیلی (۰/۹۰۳)، رابطه مثبت و متوسـط[۲] بین سازگاری آموزشی با برنامه درسی پنهان (۰/۵۷۱)، رابطه مثبت و قوی بین تاب‌آوری آموزشی با برنامه درسی پنهان (۰/۸۹۵)، رابطه مثبت و قوی بین تاب‌آوری آموزشی با سازگاری آموزشی (۰/۶۹۹) وجود دارد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شـود، برخی همبستگی‌ها بسیار بالا هستند. با توجه به آستانه‌های مرسوم در ادبیات، این مقادیر می‌توانند هشـداری درباره ضـعف اعتبار تمایزی باشـند. برای اطمینان از تمایز واقعی سـازه‌ها، مراحل زیر انجام شـد: ۱. معیار فورنل و لارکر[۳](۱۹۸۱): مربع ریشـه واریانس استخراج‌شده برای هر سازه از کلیه روابط مقطعی آن بیشتر بود. ۲. شاخصHTMT: تمامی نسبت‌های HTMT بین سـازه‌ها زیر ۰/۸۵ قرار گرفتند (بازه ۰/۶۲ تا ۰/۸۴). بر اسـاس نظر هنسـلر[۴] و همکاران (۲۰۱۵) HTMT کمتر از ۰/۹۰ نشـانه قابل قبولی از اعتبار تمایزی اسـت. ۳. بارهای عرضی (Cross-Loadings): تمامی آیتم‌ها بارگذاری بالای ۰/۷۰ روی سازه اصلی و بارگذاری کمتر از ۰/۴۰ روی سایر سازه‌ها داشتند. با توجه به نتایج سه‌گانه فوق، علی‌رغم وجود همبسـتگی‌های خام بالا، می‌توانیم با اطمینان بگوییم که هر یک از سازه‌های پژوهش (علاقه‌مندی تحصیلی، برنامه درسی پنهان، سـازگاری آموزشـی و تاب‌آوری آموزشـی) از اعتبار تمایزی مناسب برخوردارند و مشکل هم‌پوشانی شدیدی که منجر به یک‌پارچگی مصنوعی شود، مشاهده نگردید. بنابراین، مدل لندازه‌گیری اصـلاحی نیازی به ادغام سـازه یا حذف آیتم‌های بیشـتر نداشـت و تحلیل سـاختاری بر اسـاس همین معیارها ادامه پیدا کرد.

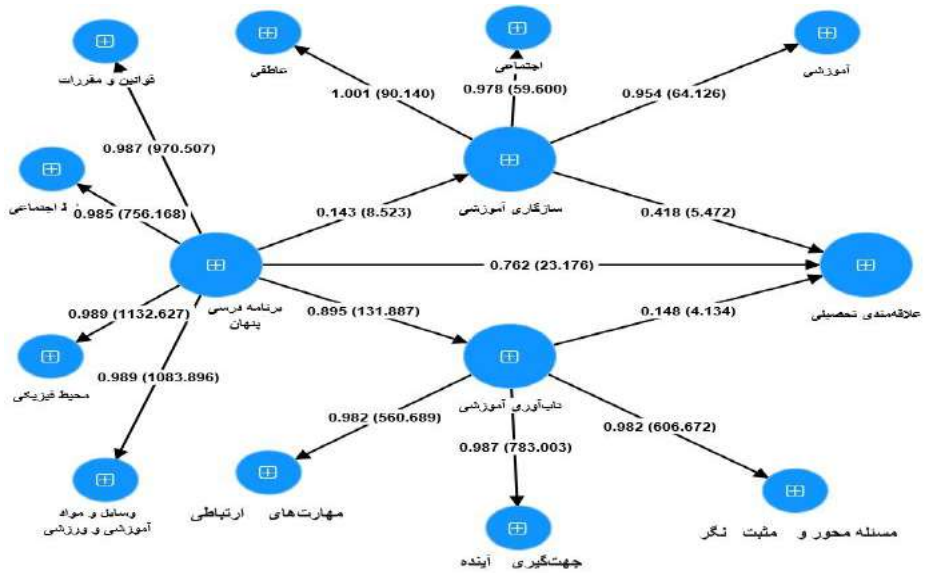
---

[۱] – ضرایب مسیر اگر بالای ۰/۶ باشد بدین معنا است که رابطه قوی بین دو متغیر وجود دارد (چاین، ۲۰۰۳).

[۲] – ضرایب مسیر بین ۰/۳ تا ۰/۶ بدین معنا است که رابطه متوسط بین دو متغیر وجود دارد (همان منبع).

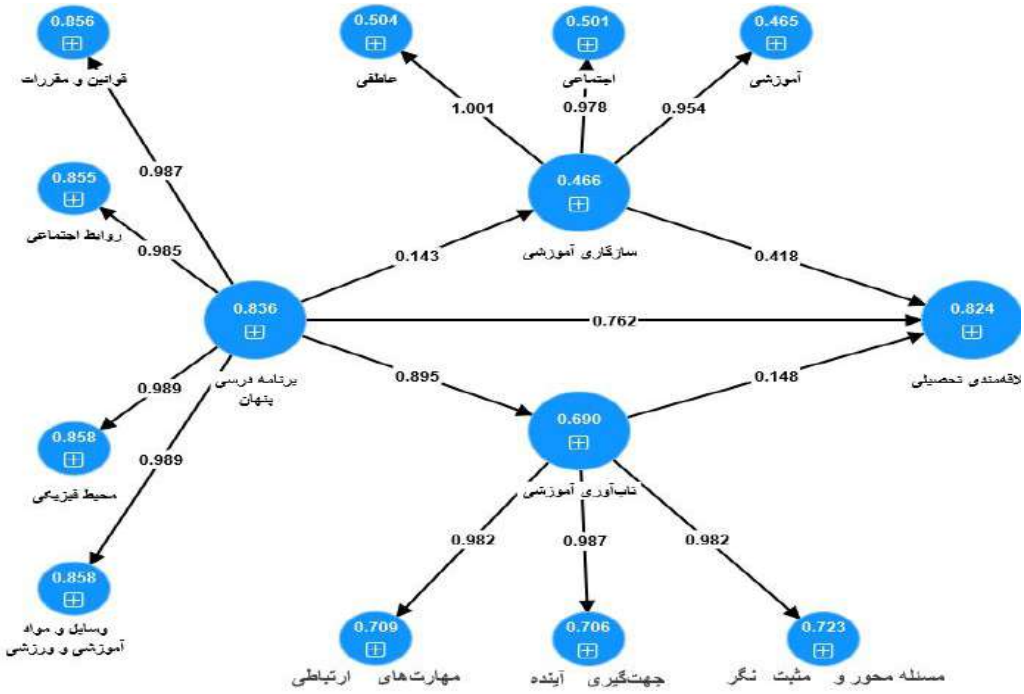
[3] . Fornell-Larcker

[4] . Henseler



شکل ۱. مدل ساختاری اولیه پژوهش با مقادیر T

در شـــکل ۱ مدل ســـاختاری اولیه پژوهش بر اســـاس مدل مفهومی با مقادیر T ارائه شده‌است. اگر مقدار ضریب t بیشتر از ۱.۹۶ باشـد، این نشـانگر اثر مثبت و معنادار اسـت. اگر بین مقادیر ۱.۹۶ به ۱.۹۶- باشد، این نشانگر عدم وجود اثر معنادار است و اگر کمتر از ۱.۹۶- باشـد، نشـانگر اثر منفی و همچنین معناداری اســـت (چاین، ۲۰۰۳). همچنان که در شـــکل ۱ مشـاهده می‌شـود، مقادیر T برای تمامی روابط بیشـتر از مقدار مطلوب (۱/۹۶) است.



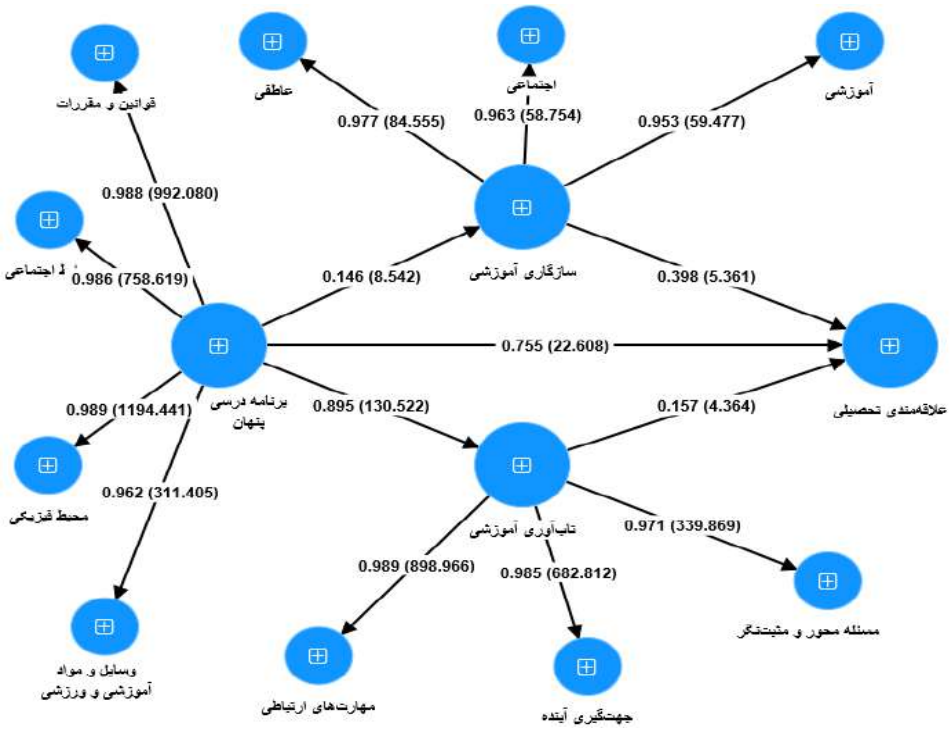
شکل ۲. مدل ساختاری اولیه پژوهش با مقادیر AVE

در شـــکل ۲ مدل ســـاختاری اولیه پژوهش بر اســـاس مدل مفهومی با مقادیر میانگین واریانس استخراجی[۱] ارائه شده‌است.

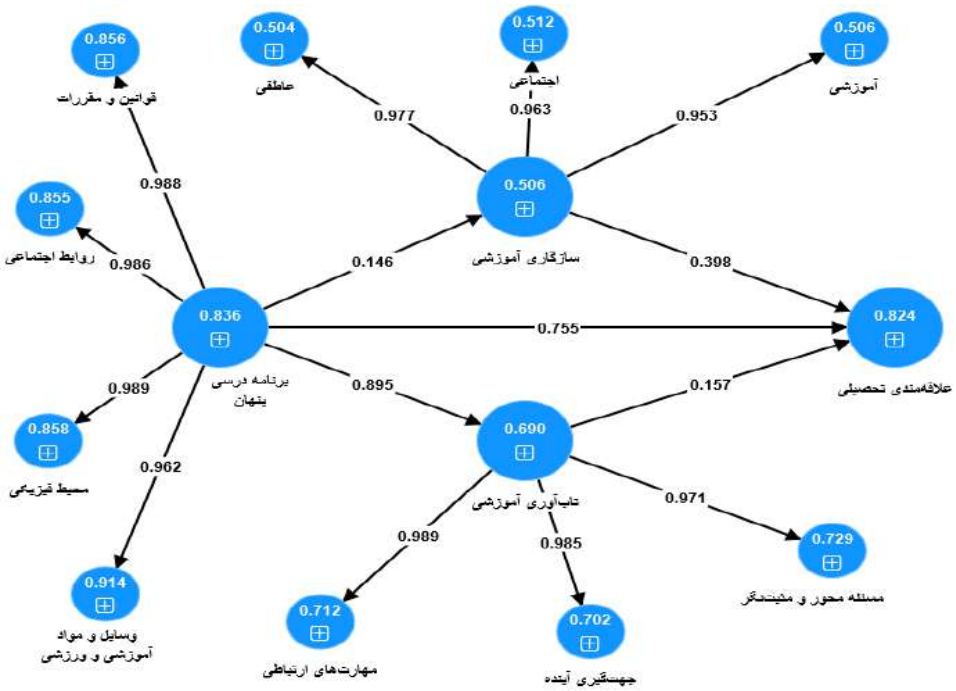
---

[۱]- اعداد نمایش داده شده در وسط دایره مربوط به هر متغیر

مقدار استاندارد میانگین واریانس استخراجی برابر با ۰/۵ است (فورنل و لانکر، ۱۹۸۱). همچنان که در شکل ۲ مشاهده می‌شود مقادیر میانگین واریانس استخراجی برای متغیر سازگاری آموزشی و مؤلفه آموزشی کمتر از مقدار استاندارد ۰/۵ (فورنل و لانکر، ۱۹۸۱) می‌باشد. بنابراین می‌توان گفت که مدل اولیه پژوهش از نظر ساختاری فاقد برازش مناسب است. بنابراین مدل مفهومی اولیه باید اصلاح شود. صاحب‌نظران تأکید می‌کنند که اصلاح مدل تا جایی که همسو با مبانی نظری و پژوهشی شود، باید صورت گیرد (هومن، ۱۳۹۸). بنابراین گویه‌های با بار عاملی نامناسب (FL <0/6) شناسایی و حذف شدند و مدل پژوهش اصلاح و مجدداً تحلیل شد. در این راستا از متغیر سازگاری آموزشی (تعداد ۱۲ گویه)، مؤلفه آموزشی (تعداد ۵ گویه) و مؤلفه اجتماعی (تعداد ۱ گویه) حذف شدند و بقیه گویه‌ها در مدل باقی‌ماندند. خروجی مدل اصلاح شده در اشکال ۳ و ۴ ارائه شده‌است:



شکل ۳. مدل ساختاری اصلاح شده با مقادیر سطح معناداری ضرایب مسیر



شکل ٤. مدل ساختاری اصلاح شده بر اساس مدل مفهومی با مقادیر AVE

همچنان که در شـــکل‌های ۳ و ۴ مشـــاهده می‌شـــود مدل ساختاری پژوهش بعد از اصلاح، دارای برازش مناسب است، به این معنی که تمام مقادیر T برای همه روابط بیشـــتر از ۱/۹۶ اســـت و همچنین مقادیر میانگین واریانس اســـتخراجی برای همه متغیرهای مکنون بیشتر از مقدار معیار ۰/۵ هستند و این نتایج در راستای نتایج نظری و پژوهشی پژوهش است.

مدل اندازه‌گیری پژوهش

برای بررسی مدل اندازه‌گیری از شاخص‌های آلفای کرونباخ[1]، پایایی ترکیبی[2]، ضـــرایب بارهای عاملی[3]، روایی همگرا[4] و روایی واگرا[5] استفاده شده‌است.

جدول ۳. نتایج سه معیار آلفای کرونباخ، پایایی ترکیبی و روایی همگرا

متغیرهای پژوهش	آلفای کرونباخ (Alpha>۰/۷)	پایایی ترکیبی (C.R>۰/۷)	میانگین واریانس استخراجی (AVE>۰/۵)
علاقه‌مندی تحصیلی	۰/۹۶۹	۰/۹۷۴	۰/۸۲۴
برنامه درسی پنهان	۰/۹۹۱	۰/۹۹۲	۰/۸۳۶
سازگاری آموزشی	۰/۹۷۵	۰/۹۷۶	۰/۵۰۶
تاب‌آوری آموزشی	۰/۹۸۴	۰/۹۸۵	۰/۶۹۰

نتایج جدول ۳ نشان‌می‌دهد که ضرایب آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی برای همه متغیرهای اصـلی پژوهش بیشـتر از سـطح مطلوب آن (۰/۷) اسـت، که حاکی از پایایی مناسـب متغیرهای مـدل پژوهش دارد. همچنین تمـامی مقـادیر بـارهـای عـاملی به‌دســـت آمده بیشـــتر از ســـطح مطلوب آن (۰/۴) اســـت. شـاخص‌های مختلفی برای محاسـبه روایی همگرا وجود دارد. یکی از شـــاخص‌هـای رایج، میـانگین واریـانس اســـتخراج شـده‌اسـت. همان طور که در جدول ۳ نشـان داده شـده‌اسـت تمامی مقادیر میانگین واریانس استخراج شده متغیرها از سطح مطلوب آن (۰/۵) بیشتر است که حاکی از مطلوب بودن روایی همگرای مدل پژوهش دارد. برای محاسبه روایی واگرا از معیار فورنل و لارکر اســـتفاده شـــد نتایج نشـــان داد روایی واگرای

[1]. Cronbach's alpha
[2] .Composite Reliability
[3] . Coefficients of Factor Loads
[4] .Convergent Validity
[5] .Divergent Validity

متغیرهای مدل پژوهش دارای سطح قابل قبولی است. به‌دلیل طولانی بودن جدول از آوردن آن خودداری شده‌است.

مدل ساختاری پژوهش

در این بخش از پژوهش با کمک تحلیل مدل ساختاری پژوهش، تحلیل و تبیین ساختار مدل پژوهش صورت‌می‌گیرد؛ برای این منظور به بررسی ضرایب مسیر و معناداری[1]، ضریب تشخیص[2]، شاخص وارسی اعتبار اشتراک[3]، شاخص حشو یا افزونگی[4]، آزمون سوبل[5]، شاخص هم خطی چندگانه[6]، شاخص اندازه اثر، ماتریس اهمیت – عملکرد[7]، شاخص نیکویی برازش مدل[8] و ریشه میانگین مربعات باقیمانده استاندارد[9] پرداخته می‌شود.

جدول ٤. مقادیر T، ضرایب مسیر و معناداری روابط مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای پژوهش

مسیر		ضرایب مسیر و معناداری			فاصله اطمینان		اندازه (f^2)
مبدأ	مقصد	B	T	Sig	٪ ۲/۵	٪ ۹۷/۵	
اثرات مستقیم							
برنامه درسی_پنهان	تاب‌آوری آموزشی	۰/۸۹۵	۱۳۰/۵۲۲	۰/۰۰۱	۰/۸۸۱	۰/۹۰۹	۴/۰۲۱
برنامه درسی_پنهان	سازگاری آموزشی	۰/۱۴۶	۸/۵۴۲	۰/۰۰۱	۰/۱۱۳	۰/۱۸۰	۰/۴۹۰
برنامه درسی_پنهان	علاقه‌مندی تحصیلی	۰/۷۵۵	۲۲/۶۰۸	۰/۰۰۱	۰/۶۹۷	۰/۸۲۸	۱/۵۰۰
تاب‌آوری آموزشی	علاقه‌مندی تحصیلی	۰/۱۵۷	۴/۳۶۴	۰/۰۰۱	۰/۰۷۸	۰/۲۲۰	۰/۰۴۹
سازگاری آموزشی	علاقه‌مندی تحصیلی	۰/۳۹۸	۵/۳۶۱	۰/۰۰۱	۰/۲۶۷	۰/۵۵۳	۰/۰۷۰
اثرات غیر مستقیم							مقدار آزمون سوبل
برنامه درسی_پنهان	تاب‌آوری آموزشی -> علاقه‌مندی تحصیلی	۰/۱۴۰	۴/۳۶۲	۰/۰۰۱	۰/۰۷۷	۰/۲۰۷	۴/۳۶۲
برنامه درسی_پنهان	سازگاری آموزشی -> علاقه‌مندی تحصیلی	۰/۰۵۸	۵/۰۶۸	۰/۰۰۱	۰/۰۳۶	۰/۰۸۱	۴/۵۳۹

معیار ضرایب مسیر در مدل‌های ساختاری، برای اندازه‌گیری رابطه بین اجزای ساختاری استفاده می‌شود. این ضرایب نشان می‌دهند که آیا تأثیر متغیرها به‌طور قابل توجهی است یا خیر. اگر مقدار ضریب t بیشتر از ۱.۹۶ باشد، این نشانگر اثر مثبت و معنادار است. اگر بین مقادیر ۱.۹۶ به ۱.۹۶- باشد، این نشانگر عدم وجود اثر معنادار است و اگر کمتر از ۱.۹۶- باشد، نشانگر اثر منفی و همچنین معناداری است. همچنین، زمانی که ضرایب مسیر بیشتر از ۰.۶ است، این به‌معنای وجود ارتباط قوی بین دو متغیر است. اگر بین ۰.۳ تا ۰.۶ باشد، ارتباط متوسط و در صورتی که کمتر از ۰.۳ باشد، ارتباط ضعیف است (چاین، ۲۰۰۳).

نتایج جدول ۴ نشان‌می‌دهد که رابطه بین برنامه درسی پنهان و تاب‌آوری آموزشی (۰/۸۹۵) و رابطه بین برنامه درسی پنهان و علاقه‌مندی تحصیلی (۰/۷۵۵) مستقیم، معنی‌دار و در سطح قوی است. رابطه بین سازگاری آموزشی و علاقه‌مندی تحصیلی (۰/۳۹۸) مستقیم، معنی‌دار و در سطح متوسط است. رابطه بین برنامه درسی پنهان و سازگاری آموزشی (۰/۱۴۶) و رابطه بین تاب‌آوری آموزشی و علاقه‌مندی درسی (۰/۱۵۷) مستقیم، معنی‌دار و در سطح ضعیف است. همچنین رابطه بین برنامه درسی پنهان با علاقه‌مندی تحصیلی با نقش واسطه‌ای تاب‌آوری آموزشی (۰/۱۴۰) و رابطه بین برنامه درسی پنهان با علاقه‌مندی تحصیلی با نقش واسطه‌ای سازگاری آموزشی (۰/۰۵۸) غیرمستقیم، معنی‌دار و در سطح ضعیف است. مقادیر اندازه اثر نشان‌می‌دهد که اندازه اثر برنامه درسی پنهان بر تاب‌آوری آموزشی (۴/۰۲۱)، اندازه اثر برنامه درسی پنهان بر سازگاری آموزشی (۰/۴۹۰) و اندازه اثر برنامه درسی پنهان بر علاقه‌مندی تحصیلی (۱/۵۰۰) بزرگ و اندازه اثر تاب‌آوری آموزشی بر علاقه‌مندی تحصیلی (۰/۰۴۹) و اندازه اثر سازگاری آموزشی بر علاقه‌مندی تحصیلی (۰/۰۷۰) کوچک است.

ضریب تشخیص / تعیین (R^2)

شاخص ضریب تشخیص / تعیین یا همچنین معروف به

---

[1] - T-values & $\boldsymbol{\beta}$
[2] - R Squares
[3] - Cross Validated Communality
[4] - Cross Validated Redundancy
[5] - Sobel test
[6] - Variance Accounted for (VAF)
[7] - Importance-Performance Map Analysis (IPMA)
[8] - Goodness of Fit (GOF)
[9] - Standardized Root Mean Square Residual

همبستگی R^2 ، میزانی است که ارتباط خطی بین دو متغیر را اندازه‌گیری می‌کند. مقدار R^2 نمایانگر میزان تغییرات متغیر وابسته است که می‌توان آن را به متغیر مستقل نسبت داد. در تعاریف موجود، اصطلاحات ضریب تعیین و یا ضریب تشخیص نیز به R^2 اشاره می‌کند. صاحب‌نظران سه مقدار ۰/۱۹، ۰/۳۳ و ۰/۶۷ را به‌عنوان مقدار ملاک برای مقادیر ضعیف، متوسط و قوی R^2 معرفی کرده‌اند (داوری و رضازاده، ۱۳۹۶). نتایج جدول ۶ نشان‌می‌دهد که متغیرهای علاقه‌مندی تحصیلی، سازگاری آموزشی و تاب‌آوری آموزشی دارای ضریب تشخیص (R^2) مطلوب و مناسب برای مدل پژوهش هستند و این متغیرها به‌ترتیب ۰/۹۲۶، ۰/۳۲۷ و ۰/۸۰۰ درصد از واریانس مرتبط به مدل پژوهش را تبیین می‌کنند.

- شاخص Q^2 ستون و گیسر

شاخص Q^2 استون و گیسر، قدرت پیش بینی مدل در متغیرهای وابسته را مشخص می‌کند. مقادیر به‌دست آمده برای شاخص Q^2 باید مثبت باشد و مقادیر منفی قابل قبول نیست. در آزمون استون گیسر دو مقدار ارائه می‌شود: افزونگی با روایی متقاطع و اشتراک (CVC) با روایی متقاطع (CVR) مقدار افزونگی. روایی متقاطع به ارزیابی مدل ساختاری و مقدار اشتراک با روایی متقاطع به ارزیابی مدل سنجش همان میانگین واریانس استخراج شده می‌باشد می‌پردازد. شاخص Q^2 مثبت و بزرگ، نشان از قابلیت بالای پیش بینی مدل دارد و مقادیر Q^2 منفی بیانگر تخمین بسیار ضعیف متغیر پنهان است (داوری و رضازاده، ۱۳۹۶). نتایج جدول ۶ نشان‌می‌دهد، تمامی مقادیر شاخص Q^2 استون و گیسر مثبت و بزرگ هستند که نشان دهنده قابلیت بالای پیش‌بینی مدل پژوهش است.

جدول ۵. شاخص‌های R^2 و Q^2 مدل پژوهش

متغیر	شاخص تعیین R^2	شاخص Q^2 استون و گیسر	
		شاخص اشتراک (CVC)	شاخص حشو / افزونگی (CVR)
علاقه‌مندی	۰/۹۲۶	۰/۷۶۵	۰/۵۶۷
برنامه درسی	–	۰/۸۱۶	–
سازگاری	۰/۳۲۷	۰/۹۵۹	۰/۰۱۱
تاب‌آوری	۰/۸۰۰	۰/۶۶۳	۰/۵۴۸

- ماتریس اهمیت – عملکرد مدل ساختاری

معیار ارزیابی درونی مدل، معیاری است که به‌منظور بسط یافته‌های اساسی مدل‌سازی معادلات ساختاری و واریانس محور مورداستفاده قرار می‌گیرد که تحلیل ماتریس اهمیت–عملکرد می‌باشد. این ماتریس اثرات کل مدل درونی (اهمیت) و مقادیر متوسط متغیرهای مکنون (عملکرد) را نشان‌می‌دهد تا چشم‌انداز مهمی برای بهبود روابط در مدل را مشخص کند. مقیاس عملکرد از صفر تا ۱۰۰ بوده و نمره بالاتر به معنی عملکرد بهتر و بیشتر است (آذر و همکاران، ۱۳۹۱).

جدول ٦. ماتریس اهمیت–عملکرد مدل ساختاری پژوهش

متغیر	ماتریس اهمیت– عملکرد	
	اثر کل (اهمیت)	عملکرد
برنامه درسی پنهان	۰/۹۵۳	۵۴/۳۸۱
تاب‌آوری آموزشی	۰/۱۵۷	۶۸/۴۸۹
سازگاری آموزشی	۰/۳۹۸	۹۳/۰۳۸

جدول ۶ نشان‌می‌دهد که متغیر برنامه درسی پنهان بیشترین اثر (۰/۹۵۳) را نسبت به تاب‌آوری آموزشی (۰/۱۵۷) و سازگاری آموزشی (۰/۳۹۸) بر متغیر علاقه‌مندی تحصیلی دارد. همچنین متغیر سازگاری آموزشی بیشتر عملکرد (۹۳/۰۳۸) را نسبت به متغیرهای تاب‌آوری آموزشی (۶۸/۴۸۹) و برنامه درسی پنهان (۵۴/۳۸۱) بر متغیر علاقه‌مندی تحصیلی دارد.

- برازش کلی مدل

- شاخص ریشه میانگین مربعات باقیمانده استاندارد برای ارزیابی برازش بخش کلی مدل

مقدار شاخص ریشه میانگین مربعات باقی مانده استاندارد شده (SRMR) کمتر از ۰.۱ یا ۰.۰۸ مناسب قلمداد می‌گردد (دایکسترا و هنسلر[1]، ۲۰۱۵). مقدار شاخص ریشه میانگین مربعات باقی مانده استاندارد شده به‌دست آمده برای مدل پژوهش برابر با ۰/۰۴۷ است که مطلوب است. این مقدار نشانگر برازش قوی مدل کلی پژوهش است.

- شاخص نیکویی برازش

مقادیر ۰/۰۱، ۰/۲۵ و ۰/۳۶ به‌عنوان مقادیر ضعیف، متوسط و قوی شاخص نیکویی برازش مدل دارد (هنسلر و سرستد[2]، ۲۰۱۳). مقدار نیکویی برازش مدل، برابر با ۰/۷۰۲ به‌دست آمد

[1] - Dijkstra & Henseler

[2] - Henseler & Sarstedt

که نشان از برازش قوی کلی مدل دارد.

نتیجه‌گیری و بحث

این پژوهش به‌منظور پاسخ به این سؤال انجام شد که آیا مدل مفهومی علاقه‌مندی تحصیلی براساس برنامه درسی پنهان با نقش واسطه‌ای سازگاری آموزشی و تاب‌آوری آموزشی دانش‌آموزان با مدل تجربی از برازش مطلوب برخوردار است. نتایج به‌دست آمده از تحلیل داده‌ها نشان داد برنامه درسی پنهان بر علاقه‌مندی تحصیلی اثر مستقیم و معنی‌داری دارد (P = ۰/۰۰۱؛ B = ۰/۷۶۱). این نتیجه با یافته‌های گوندوز و گوندوغدو (۲۰۲۳)، فری (۲۰۲۲)، پتریک (۲۰۲۱) و ویناریتی (۲۰۲۱) همسو است. در تبیین یافته‌های فوق می‌توان گفت که، علاقه به تحصیل و استفاده از برنامه درسی پنهان، یک رابطه مستقیم و معنی‌دار با یکدیگر دارند. برنامه درسی پنهان، به‌معنای تعیین ساختار و محتوای درس‌ها و فعالیت‌های آموزشی است که برای دانش‌آموزان در نظر گرفته‌می‌شود. این برنامه‌ها شامل اهداف آموزشی، محتوا، روش‌ها، روش‌های ارزیابی و تحلیل نتایج است. بنابراین، اهمیت و کیفیت برنامه درسی پنهان بر روی علاقه دانش‌آموزان به تحصیل تأثیر می‌گذارد. زمانی که محتوا و فعالیت‌های درسی به‌گونه‌ای طراحی شوند که با علاقه و علاقه‌مندی‌های دانش‌آموزان هماهنگی کنند، این منجر به افزایش علاقه و رغبت آنها به یادگیری خواهد شد. اهمیت اجرای یک برنامه درسی پنهان در پرورش علاقه‌مندی تحصیلی به دو عامل بستگی دارد. اولاً، این برنامه‌ها فرصتی فراهم می‌کنند تا دانش‌آموزان با موضوعاتی که به آنها علاقه‌مند هستند، درگیر شوند. با فعالیت در زمینه‌هایی که به آنها علاقه دارند، دانش‌آموزان به خودآگاهی بیشتری در مورد توانایی‌ها و استعدادهای خود می‌رسند و در نتیجه برای یادگیری مؤثرتر و ادامه تحصیلات بعدی مشتاق‌تر می‌شوند. دوماً، اجرای یک برنامه درسی پنهان دانش‌آموزان را توانمند می‌سازد تا مهارت‌های تحصیلی خود را به‌طور مستقل و خودآموزانه تقویت کنند.

نتیجه دیگر این بود که تاب‌آوری آموزشی بر علاقه‌مندی تحصیلی اثر مستقیم و معنی‌داری دارد (P = ۰/۰۰۱؛ B = ۰/۱۴۸). این نتیجه با یافته‌های نمازی و مسجودی (۱۴۰۲) و شهبازی و همکاران (۱۴۰۲) همسو است. در تبیین این یافته‌ها می‌توان گفت که، تاب‌آوری آموزشی شامل تمامی عواملی است که در فرایند یادگیری و تحصیل دخیل هستند، از جمله فرد، محیط تحصیلی، و راهبردها، شکل‌دهنده است. فردی که دارای سطوح بالاتری از تاب‌آوری آموزشی است، توانایی‌های مهمی را درک و به کار می‌برد که برای موفقیت تحصیلی لازم است. تاب‌آوری آموزشی توانایی فرد در برخورد با تهدیدها، فشارها، نواقص یادگیری و موقعیت‌های مختلف در حوزه تحصیلی را شناسایی و بهبود می‌بخشد. تأثیر تاب‌آوری آموزشی بر عملکرد و علاقه‌مندی تحصیلی افراد، نکته‌ای مهم است که در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی آموزش و پرورش باید مدنظر قرار گیرد. با درنظر گرفتن توانمندی‌ها و نواقص در مواجهه با تحصیلات، برنامه‌هایی می‌توان طراحی کرد که به افراد کمک کنند تا تاب‌آوری آموزشی خود را تقویت کنند و مواجهه با تهدیدها را به‌عنوان یک فرصت برای رشد و پیشرفت درنظر بگیرند. سیاست‌گذاران می‌توانند با ایجاد محیط‌های پشتیبان‌دهنده، توانمندی‌های تاب‌آوری آموزشی را در افراد تقویت کرده و علاقه‌مندی تحصیلی را افزایش دهند. به‌علاوه، درک عوامل مؤثر در تاب‌آوری آموزشی نیز به سیاست‌گذاران دستاوردهای مهمی را ارائه خواهد کرد. با توجه به این عوامل، می‌توان اقدامات و سیاست‌های مناسبی را اتخاذ کرد تا به تقویت تاب‌آوری آموزشی در جامعه کمک شود.

یافته‌ها نشان داد سازگاری آموزشی بر علاقه‌مندی تحصیلی اثر مستقیم و معنی‌داری دارد (P = ۰/۰۰۱؛ B = ۰/۴۱۱). این نتیجه با یافته‌های افدالیا و سوهرمن (۲۰۲۴) و فلاحی (۱۴۰۰) همسو است. در تبیین این یافته‌ها می‌توان گفت که، سازگاری آموزشی با علاقه‌مندی تحصیلی دانش‌آموزان به‌معنای توجه و تطابق آموزشی با علاقه‌ها و علاقه‌مندی‌های تحصیلی این دانش‌آموزان است. با توجه به اهمیت این رابطه، تحقیقات جامعی انجام شده‌است تا رابطه مستقیم و معنی‌داری بین سازگاری آموزشی با علاقه‌مندی تحصیلی دانش‌آموزان تأیید شود. وقتی آموزش با علاقه‌مندی تحصیلی دانش‌آموزان هماهنگ شود، متوجه می‌شویم که دانش‌آموزان تمایل بیشتری به یادگیری دارند و به‌طور دست‌یابی به مفاهیم و مطالب درسی از طریق روش‌های مختلف آموزش و یادگیری می‌شوند. عوامل متعددی بر سازگاری آموزشی با علاقه‌مندی تحصیلی دانش‌آموزان تأثیر می‌گذارند. به‌عنوان مثال، روش‌های آموزش و یادگیری تنظیم شده بر اساس نیازها و علاقه‌مندی‌های افراد به بهبود سازگاری آموزشی کمک می‌کند. همچنین، توجه به

نوع ویژگی‌ها و سبک‌های یادگیری دانش‌آموزان نیز بسیار مهم است و می‌تواند بهبود سازگاری آموزشی را تسهیل کند.

نتیجه بعدی پژوهش این بود که برنامه درسی پنهان بر تاب‌آوری آموزشی اثر مستقیم و معنی‌داری دارد (P = ۰/۰۰۱؛ B = ۰/۸۹۵). این نتیجه با یافته‌های بهمنش و همکاران (۲۰۲۵) و فری (۲۰۲۲) همسو است. در تبیین این یافته‌ها می‌توان گفت که، از جمله مزایای اصلی برنامه درسی پنهان، تقویت تاب‌آوری آموزشی است. برنامه درسی پنهان باعث می‌شود تا دانش‌آموزان، با توجه به تفکر خود، خطاها را به‌عنوان یک فرصت برای یادگیری و بهبود ببینند. به این ترتیب، دانش‌آموزان توانایی‌های مهمی مانند انعطاف‌پذیری، همکاری، تفکر خلاق و تصمیم‌گیری را درک و توسعه می‌دهند که به آنها در مواجهه با موفقیت‌ها و چالش‌ها در زندگی کمک می‌کند؛ بنابراین می‌توان گفت که این ارتباط مستقیم و مثبت بین برنامه درسی پنهان و تاب‌آوری آموزشی نشان‌دهنده اهمیت این عنصر در بهبود فرآیند آموزش و یادگیری است.

یافته دیگر پژوهش این بود که برنامه درسی پنهان بر سازگاری آموزشی اثر مستقیم و معنی‌داری (P = ۰/۰۰۱؛ B = ۰/۱۴۶). این نتیجه با یافته‌های هاپکینز و همکاران (۲۰۲۴) و طهماسب زاده (۱۳۹۶) همسو است. در تبیین این یافته‌ها می‌توان گفت که، برنامه درسی پنهان به‌عنوان یک مفهوم آکادمیک، به تدریس مفاهیم و مهارت‌های آموزشی می‌پردازد که در طول فرآیند آموزش و یادگیری پنهان می‌شوند و با سازگاری آموزشی دانش‌آموزان رابطه مستقیم و معنی‌داری دارد. این نوع برنامه درسی بر مبنای ایده‌آل‌هایی که در علوم تربیتی و روانشناسی کودکان توسعه یافته‌است، شکل می‌گیرد و اهداف عمده آن شامل توانمندسازی دانش‌آموزان در حوزه تفکر انتقادی، توانایی‌های اجتماعی و همچنین توانایی‌های شناختی است. برنامه درسی پنهان به دانش‌آموزان کمک می‌کند که به‌طور فعال در فرایند یادگیری شرکت کنند، زیرا محتوا و مفاهیم درسی را از طریق روش‌های متنوعی مانند بازی‌ها، مطالعه مستقل و همکاری گروهی تلقین می‌کند. این روش‌ها به دانش‌آموزان این امکان را می‌دهند تا رابطه عمیق‌تری با مطالب پیشنهادی برقرار کنند و درک بهتری از مفاهیم و مهارت‌ها را داشته‌باشند. با سازگارسازی آموزشی دانش‌آموزان، برنامه درسی پنهان می‌تواند به‌طور مؤثری با دیده شدن و شناخته شدن نیازها و علایق فردی هر دانش‌آموز سازگاری یابد. این سازگاری باعث می‌شود تا یادگیری نه‌تنها برای دانش‌آموزان جذاب و محرک باشد، بلکه در بلندمدت نتایج بهبود یابد و دانش‌آموزان بتوانند تجربه‌های یادگیری مناسبی را به‌دست‌آورد.

نتایج به‌دست آمده در خصوص متغیرهای میانجی نشان داد تاب‌آوری آموزشی و سازگاری آموزشی به‌عنوان متغیرهای میانجی به‌طور مستقیم و معنی‌داری پیش‌بینی کننده رابطه بین برنامه درسی پنهان و علاقه‌مندی به تحصیل است. همچنین این اثر مثبت و معنی‌دار است. در خصوص برازش مدل، نتایج نشان داد که تمامی ضرایب مسیر بین متغیرهای اصلی پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار و میزان میانگین واریانس استخراجی برای تمامی متغیرها بیشتر از حد استاندارد (۰/۵) است. همچنین در این راستا معیار ریشه میانگین مربعات باقی مانده استاندارد شده برابر با ۰/۰۴۷ و شاخص نیکویی برازش مدل برابر با ۰/۷۰۲ است. این نتایج نشان از برازش قوی مدل پژوهش دارند و تأیید می‌کنند که مدل مفهومی علاقه‌مندی تحصیلی براساس برنامه درسی پنهان با نقش واسطه‌ای سازگاری‌آموزشی و تاب‌آوری‌آموزشی دانش‌آموزان با مدل تجربی برازش دارد.

با توجه به یافته‌های این پژوهش، پیشنهادهای کاربردی به مسئولین، کارگزاران آموزشی و معلمان به شرح زیر ارائه می‌گردد: ۱. پیشنهاد می‌شود که برنامه‌های درسی به‌گونه‌ای طراحی شوند که عواملی نظیر علاقه‌مندی تحصیلی، تاب‌آوری آموزشی، و سازگاری آموزشی به‌طور پنهان تقویت شوند. ۲. آموزش مهارت‌های تاب‌آوری آموزشی و سازگاری آموزشی به معلمان پیشنهاد می‌شود. ۳. پیشنهاد می‌شود جلسات آموزشی با هدف افزایش توانمندی‌های معلمان در ارتقا عوامل مؤثر بر علاقه‌مندی تحصیلی، تاب‌آوری آموزشی، و سازگاری آموزشی برگزاری شود، این مسئله می‌تواند به بهبود عملکرد آموزشی منجر شود. ۴. پیشنهاد می‌شود که فضاها و روابط مثبت در محیط آموزشی توسعه پیدا کنند، این مسئله می‌تواند به افزایش تاب‌آوری و سازگاری آموزشی دانش‌آموزان و در نتیجه، به بهبود علاقه‌مندی تحصیلی کمک کند. ۵. پیشنهاد می‌شود که از روش‌های فعال آموزشی و جلب مشارکت فعال دانش‌آموزان به‌منظور تحریک علاقه‌مندی تحصیلی و افزایش تاب‌آوری و سازگاری استفاده شود.

References

Abolghasemi, M. nosrati, K & dourostkar, M. (2024). Investigating The Effect Of Happiness Based On The Life Of The Prophet And Imams On The Academic Conflict And Interpersonal Problems Of Students. *Teaching and Learning Research*, *20*(2), 76-91. [In Persian]. doi: 10.22070/tlr.2024.17722.1426

Afdhalia, V. R. T & Suherman, I. P. (2024). Academic Adjustment Is Reviewed From The Suitability Of Interest In Choosing A Department And Parental Social Support. *European Journal of Psychological Research*, *11*(1).

Aghahosseini, T. Parsamehr, A. Fallah, S and Fallah, M. (2021). The relationship between hidden curriculum and creativity and entrepreneurial ability among undergraduate students of Yazd Azad University. *The First National Conference on Entrepreneurial Schools (Approaches, Theories, Dimensions and Applied Business from Successful Countries)*, Isfahan, Islamic Azad University, Isfahan Branch (Khorasgan). [In Persian].

Akbarzadeh Fesandooz, S. (2023). The Role of Academic Interest in Fostering Students' Creativity and Innovation. *First International Conference on Recent Developments in Educational Sciences, Psychology, and Education*, Urmia. [In Persian]. https://civilica.com/doc/2352639

As, M. (2014). Ordinary magic: Resilience in development. *New York, NY, US: Guilford Press.[Google Scholar]*.

Azar, A. Gholamzadeh, R and Qanavati, M. (2012). *Path-Structure Modeling in Management: Application of SmartPLS Software*. Tehran: Negah Danesh. [In Persian].

Bahmani, Azar. (2023). Predicting academic self-handicapping based on school attachment and academic resilience in high school students. *16th International Conference on Psychology, Counseling and Educational Sciences*, Tehran. [In Persian].

Bahrami, E. (2021). Investigating the position of the hidden curriculum in students' learning. *The fourth provincial scientific research conference from the teacher's perspective, Minab,* Education and Training of Minab County. [In Persian].

Behmanesh, D., Jalilian, S., Heydarabadi, A. B., Ahmadi, M., & Khajeali, N. (2025). The impact of hidden curriculum factors on professional adaptability. *BMC medical education*, *25*(1), 186. https://doi.org/10.1186/s12909-024-06618-1

Bronfenbrenner, U. (1979). *The ecology of human development: Experiments by nature and design*. Harvard university press.

Davari, A & Rezazadeh, A. (2017). *Structural Equation Modeling with PLS Software*. Tehran: Jahad University Press. [In Persian].

Deci, E. L & Ryan, R. M. (2000). The" what" and" why" of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological inquiry*, *11*(4), 227-268.

Fallahi, K. (2021). *The relationship between school attachment and educational adjustment with the mediating role of academic self-concept*. Master's thesis, Department of Psychology - Educational Psychology, Yasuj University. [In Persian].

Fornell, C & Larcker, D. F. (1981). Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39–50.

Fougère, M & Solitander, N. (2023). Homo responsabilis as an extension of the neoliberal hidden curriculum: The triple responsibilization of responsible management education. *Management Learning*, 13505076231162691. https://doi.org/10.1177/13505076231162691

Free, J. L & Križ, K. (2022). The not-so-hidden curriculum: How a public school system in the United States minoritizes migrant students. *Equity & Excellence in Education*, *55*(1-2), 50-72. https://doi.org/10.1080/10665684.2022.2047409

Ghasemipirbalooti, M. hasanvand, B. and khaliligheshnigani, Z. (2017). Psychometri properties of the academic engagement Scale. *Quarterly of Educational Measurement*, *8*(29), 167-184. [In Persian]. doi: 10.22054/jem.2018.22309.1545

Gholami, A & sSedrpoushan, N. (2021). Understanding living experiences of 1st grade high schools' Truancy causes. *Teaching and Learning Research*, *17*(2), 137-149. [In Persian]. doi: 10.22070/tlr.2022.14455.1103

Grimm, L. J. Fish, L. J. Carrico, C. W. Martin, J. G. Meltzer, C. C & Maxfield, C. M. (2023). Hidden curriculum and the demographic stoicism that keeps women and minorities away from radiology: a mixed-methods study of medical students. *Journal of the American College of Radiology*, *20*(2), 268-275. https://doi.org/10.1016/j.jacr.2022.04.011

Giroux, H. A. (1983). Theory and resistance in education: A pedagogy for the opposition.

Gündüz, M & Gündogdu, M. (2023). Students' Views about Hidden Curriculum Practices in Science Class. *African Educational Research Journal*, *11*(3), 491-501. https://doi.org/10.30918/AERJ.113.23.072

Hair, J. F. Jr. Hult, G. T. M. Ringle, C & Sarstedt, M. (2017). A Primer on Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM). Sage.

Hashemi, S. A & Farahnak, M. (2021). Exploring Hidden Curriculum Planning. *Proceedings of the 4th Provincial Teacher-Centered Scientific Research Conference*. [In Persian].

Hernandez, C & Flores, I. A. (2019). Pedagogical mentoring and transformation of teaching practices in university. *Kybernetes*, *48*(7), 1534-1546. https://doi.org/10.1108 / K-04-2018-0212

Henseler, J. Ringle, C. M & Sarstedt, M. (2015). A New Criterion for Assessing Discriminant Validity in Variance-Based Structural Equation Modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43, 115–135.

Hidi, S. E & Renninger, K. A. (2026). The four-phase model of interest development: Addressing individual differences. *Learning and Individual Differences*, *126*, 102865.

Hopkins, M. J. Moore, B. N. Jeffery, J. L & Young, A. S. (2024). Equity, Diversity and Inclusion: Demystifying the 'hidden curriculum' for minoritized graduate students. *Elife*, *13*, e94422. https://doi.org/10.7554/eLife.94422

Jackson, P. W. (1968). Life in classrooms. *Holt, Reinhart & Winston*.

Julio Cesar Borges, Tamiris Capellaro Ferreira, Marcelo Silveira Borges de Oliveira, Nayele Macini, Adriana Cristina Ferreira Caldana, (2017), Hidden curriculum in student organizations: Learning, practice, socialization and responsible management in a business

school. *The International Journal of Management Education*, *15* (2): 153-161. https://doi.org/10.1016/j.ijme.2017.03.003

Khodadadi, A. Khaledian, Y & Yousefi, O. (2023). The Relationship between Mindfulness and Mathematics Interest and Achievement in Sixth-Grade Elementary School Students. *Proceedings of the 1st International Conference on Psychology, Social Sciences, Educational Sciences, and Philosophy*, Babol, Iran. [In Persian].

Laiduc, G & Covarrubias, R. (2022). Making meaning of the hidden curriculum: Translating wise interventions to usher university change. *Translational Issues in Psychological Science*, *8*(2), 221.

Mahmud, R. (2019). Mixed implications of private supplementary tutoring for students' learning: Urban and rural disparities in Bangladesh. *International Journal of Comparative Education and Development*, *21*(1), 61-75. https://doi.org/10.1108/IJCED-05-2018-0008

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.

Namazi, A & Masjoudi, M. (2023). Academic Resilience and Enthusiasm of Students about the Virtual Education Program Implemented during COVID-19 Pandemic. *Horizon of Medical Education Development*, *14*(2), 49-34. [In Persian]. https://doi.org/10.22038/HMED.2023.68085.1235

Nazarzadeh, M. nekooeiyan, T & Mikaili, M. A. (2024). Examining The Mediating Role Of Communication Skills In The Relationship Between Social Identity And Social Adjustment Among High School Students. *Teaching and Learning Research*, *20*(2), 18-30. [In Persian]. doi: 10.22070/tlr.2023.18586.1522

Nazeri, S and Baghaei, H. (2022). The place of hidden curriculum on referral thinking and self-directed learning in students. *Learner-based Curriculum and Instruction Journal*, *2*(1), 50-60. [In Persian]. doi:10.22034/cipj.2022.52280.1050

Ojinejad, A. R. (2022). *The relationship between the hidden curriculum and the growth of creativity and academic performance of ninth grade students in Zarqan*. Master's thesis, Islamic Azad University, Marvdasht Branch - Faculty of Educational Sciences and Psychology. [In Persian].

Petherick, L. (2018). Race and culture in the secondary school health and physical education curriculum in Ontario, Canada: A critical reading. *Health Education*, *118*(2), 144-158. https://doi.org/10.1108/HE-11-2016-0059

Qahdrijani, M. (2022). Management and investigation of hidden curriculum and its role in primary schools of Isfahan District 3. *Journal of Modern Research in Entrepreneurship Management and Business Development*, *3*(1), 471-478. [In Persian]. https://science-journals.ir

Rabbani, M. Rabbani, H and Garavand, A. (2023). Predicting the academic resilience of students after the entrance exam based on academic self-efficacy and self-compassion. *The 9th National Conference on Modern Studies and Research in the Field of Educational Sciences, Psychology and Counseling in Iran*, Tehran. [In Persian].

Rafiei, Z. (2018). Investigating the Impact of Hidden Curriculum in Education. *Second International Conference on Psychology*,

Educational Sciences and Humanities, Tbilisi- Georgia. [In Persian].

Raissi Ahvan, Y. Sheikhei Fini, A. A and Zainalipor, H. (2022). The impact of the hidden curriculum components on cognitive characteristics of high school students'learning. *Fundamentals of Mental Health*, *24*(1), 11-19. [In Persian]. doi: 10.22038/jfmh.2022.19442

Rezazadeh Bahadoran, H. R. (2021). *Investigating the relationship between the hidden curriculum and self-efficacy and academic motivation of female students in the first year of high school in Tehran.* Master's thesis, Islamic Azad University, Central Tehran Branch - Faculty of Educational Sciences and Psychology. [In Persian].

Roofe, C. (2018). Schooling, teachers in Jamaica and social responsibility: rethinking teacher preparation. *Social Responsibility Journal*, *14*(4), 816-827. https://doi.org/10.1108/SRJ-10-2017-0202

Rotgans, J. I. (2015). Validation study of a general subject-matter interest measure: The Individual Interest Questionnaire (IIQ). *Learning and Individual Differences, 43*, 176–184. https://doi.org/10.1016/j.lindif.2015.09.003

Sabourifar, M. Sanobari, F and Sancholi, A. (2024). Review of the Concept, History, and Definitions of the Hidden Curriculum and Its Role in Students' Academic Performance. *Sixth National Conference on Professional Research in Psychology and Counseling with a Teacher-Centered Approach*. Minab. [In Persian]. https://civilica.com/doc/2082047

Sadeghi Shadkam, A. (2023). The role of the psychosocial climate of the classroom in academic resilience and emotional regulation of students. *The 9th Scientific Research Conference on the Development and Promotion of Educational Sciences and Psychology in Iran*, Tehran. [In Persian].

Samuels, W.E. (2004). Development Of A Non-Intellective Measure Of Academic Success: Towards The Quantification Of Resilience.

Shahbazi, Z. Osare, A and Imamjoma, S. M. (223). Predicting academic optimism, interest in school and resilience in female students based on hidden curriculum dimensions. *Second National Conference of Iranian Psychotherapy*, Ardabil. [In Persian].

Sheikhi, M. (2009). *Study of citizenship education in the hidden curriculum of the secondary education system, a study of male teachers in Ahvaz*, Master's thesis, Tehran Teacher Training University. [In Persian].

Shirzad, B. (2020). *Investigating the relationship between the hidden curriculum and academic self-efficacy of girls in the first year of high school in Tehran.* Master's thesis, Islamic Azad University, Central Tehran Branch - Faculty of Educational Sciences and Psychology. [In Persian].

Soltaninejad, M. Asiabi, M. Ahmdi, B and Tavanaiee yosefian, S. (2014). A Study of the Psychometric Properties of the Academic Resilience Inventory (ARI). *Quarterly of Educational Measurement*, *5*(15), 17-35. [In Persian]. https://jem.atu.ac.ir/article_267.html

Srem-Sai, M. Arthur, F. Salifu, I. Amoadu, M. Obeng, P. Agormedah, E. K & Schack, T. (2025). Modelling the associations between students' academic resilience, learning motivation, self-regulated learning and academic well-being in Ghana. *Acta psychologica*, *258*, 105278. https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2025.105278

Tahmasbzadeh, D. (2017). *Investigating the relationship between hidden curriculum components and professional adjustment of students at Tabriz University and Tabriz University of Medical Sciences.* Master's thesis, Tabriz University - Faculty of Psychology and Educational Sciences. [In Persian].

Taiss M. (1999). Integrating self-worth motivation theory and need achievement theory: A quadripolar representation of self-handicapping and defensive pessimism. *Univ Sydney*. 80(14):40-57.

Tavakoli, Z. (2014). *The relationship between self-control and family functioning with social adjustment among high school students in Abadeh city*, Master's thesis in General Psychology, Islamic Azad University, Arsanjan Branch. [In Persian].

Tavakolifar, Zohreh (2023). Presenting a model of academic and emotional resilience by considering individual, family, and social factors of students. *The 9th National Conference on Modern Studies and Research in the Field of Educational Sciences, Psychology, and Counseling in Iran*, Tehran. [In Persian].

Wessel-Powell, C. Buchholz, B. A & Brownell, C. J. (2019). Polic (y) ing time and curriculum: How teachers critically negotiate restrictive policies. *English Teaching: Practice & Critique*, *18*(2), 170-187. https://doi.org/10.1108/ETPC-12-2018-0116

Zabanan, F. (2024). The Effect of Academic Interest on Course Selection and Future Academic Success. *First International Conference on New Developments in Educational Sciences, Psychology, and Education*, Urmia. [In Persian]. https://civilica.com/doc/2352636

Zarei Shokatabadi, Sh and Masoudban, N. (2013). Investigating the effect of strategies to increase interest in mathematics among third-grade male students of Shahid Houshang Allah Elementary School, Shahid Zarei School, in the academic year 2012-2013. *7th National Conference on Innovation and Research in Management, Psychology and Education*, Tehran. [In Persian]. https://civilica.com/doc/1657339

Education and Exploration in Learning, Behavior and Cognition *Open Access*

Winter (2025) 1 (1): 73-86

https://doi.org/: 10.30473/elc.2026.77344.1006

ORIGINAL ARTICLE

Structural Equation Modeling of Teachers' Psychological Well-Being Based on Mindfulness and Emotional Reactivity with the Mediating Role of Sense of Coherence

Afsaneh Mohammadi[1], Esmat Hasanpour[2]

1. Master in Psychology, Payame Noor University, Tehran, Iran.

2. Assistant Professor, Department of Educational Science and Psychology, Payame Noor University, Tehran, Iran.

Correspondence:
Esmat Hasanpour
Email:ehasanpour5@pnu.ac.ir

Receive Date: 10/Oct/2024
Revise Date: 25/Oct/2024
Accept Date: 16/Dec/2024
Publish Date: 22/Dec/2024

How to cite:
Mohammadi, A & Hasanpour, E. (2025). Structural Equation Modeling of Teachers' Psychological Well-being Based on Mindfulness and Emotional Reactivity with the Mediating Role of Sense of Coherence, *Education and Exploration in Learning, Behavior and Cognition*, 1 (1), 73-86. https://doi.org/: 10.30473/elc.2026.77344.1006

ABSTRACT

The present study purposed to model teachers' psychological well-being based on mindfulness and emotional reactivity, with the mediating role of sense of coherence. This research sought to investigate the structural relationships between these variables and determine the direct and indirect effects of mindfulness and emotional reactivity on psychological well-being through the mediation of sense of coherence among teachers. This study employed a descriptive-correlational design using structural equation modeling. The statistical population comprised all female secondary school teachers in Sanandaj, from whom 162 participants were selected through simple random sampling. Data were collected using standardized questionnaires including Ryff's Psychological Well-Being Scale (18-item version), the Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ) by Baer et al., the Emotional Reactivity Scale (ERS) by Nock et al., and Antonovsky's Sense of Coherence Scale (SOC-13). The validity of the instruments was confirmed through content and face validity, and their reliability was established by calculating Cronbach's alpha coefficients. The collected data were analyzed using SPSS-25 for descriptive statistics and AMOS-24 for structural equation modeling. The final model demonstrated an acceptable fit to the data ($\chi^2/df = 2.32$, CFI = 0.917, RMSEA = 0.078). Mindfulness and emotional reactivity exerted significant effects on psychological well-being both directly ($\beta = 0.91$ and $\beta = 0.82$, respectively) and indirectly through the mediating role ($\beta = 0.05$). Sense of coherence also emerged as a significant direct predictor of psychological well-being ($\beta = 0.78$). The findings suggest that enhancing mindfulness, regulating emotional reactivity, and strengthening sense of coherence can effectively promote teachers' psychological well-being.

KEYWORDS

Psychological Well-being, Mindfulness, Emotional Reactivity, Sense of Coherence, Structural Equation Modeling (SEM).

Copyright © 2025 The Authors. Published by Payame Noor University.
This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

آموزش و کاوش در یادگیری، رفتار و شناخت

سال اول، شماره اول، زمستان ۱۴۰۴ (۷۳-۸۶)

https://doi.org/: 10.30473/elc.2026.77344.1006

«مقاله پژوهشی»

مدل‌یابی معادلات ساختاری بهزیستی روانشناختی معلمان براساس ذهن‌آگاهی و واکنش‌پذیری هیجانی با نقش میانجی حس انسجام

افسانه محمدی [۱]، عصمت حسن‌پور [۲]

۱. کارشناسی‌ارشد روانشناسی عمومی، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران.

۲. استادیار گروه روانشناسی و علوم‌تربیتی، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران.

نویسنده مسئول:

عصمت حسن‌پور

رایانامه: ehasanpour5@pnu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۷/۱۸

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۸/۰۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۹/۲۵

تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۱۰/۰۱

استناد به این مقاله:

محمدی، افسانه و حسن‌پور، عصمت. (۱۴۰۱). مدل یابی معادلات ساختاری بهزیستی روانشناختی معلمان براساس ذهن اگاهی و واکنش پذیری هیجانی با نقش میانجی حس انسجام، *فصلنامه آموزش و کاوش در یادگیری، رفتار و شناخت*، ۱ (۱)، ۷۳-۸۶.

چکیده

این این مطالعه با هدف مدل‌سازی بهزیستی روانشناختی معلمان بر اساس ذهن‌آگاهی و واکنش‌پذیری هیجانی با نقش میانجی‌گر حس انسجام انجام شد .پژوهش حاضر به‌دنبال بررسی روابط ساختاری بین این متغیرها و تعیین میزان تأثیر مستقیم و غیرمستقیم ذهن‌آگاهی و واکنش‌پذیری هیجانی بر بهزیستی روانشناختی با میانجی‌گری حس انسجام در جامعه معلمان بود. این پژوهش در قالب یک طرح توصیفی-همبستگی و با استفاده از روش مدل‌سازی معادلات ساختاری انجام شد .جامعه آماری شامل تمامی معلمان زن مقطع متوسطه شهر سنندج که از میان آن‌ها تعداد ۱۶۲ نفر به‌روش نمونه‌گیری تصادفی ساده انتخاب شدند .برای گردآوری داده‌ها از پرسشنامه‌های استاندارد بهزیستی روان‌شناختی ریف (فرم ۱۸ سؤالی)، پرسشنامه ذهن‌آگاهی بائر و همکاران(FFMQ) ، مقیاس واکنش‌پذیری هیجانی ناک و همکاران (ERS) و پرسشنامه حس انسجام آنتونووسکی (SOC-13) استفاده شد .روایی ابزارها به‌روش محتوایی و صوری و پایایی آن‌ها با محاسبه ضریب آلفای کرونباخ تأیید گردید .داده‌های جمع‌آوری شده با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS-25 برای آمار توصیفی و AMOS-24 برای مدل‌سازی معادلات ساختاری تحلیل شدند. مدل نهایی برازش قابل قبولی را نشان داد (۰/۰۷۸ = RMSEA، ۰/۹۱۷= CFI ، ۲/۳۲ = χ^2/df) ذهن‌آگاهی و واکنش‌پذیری هیجانی هم به‌صورت مستقیم (۰/۹۱ و ۰۸۲/ =β به‌ترتیب) و هم به‌صورت غیرمستقیم با واسطه (۰/۰۵) تأثیر معناداری بر بهزیستی روان‌شناختی داشتند. حس انسجام نیز پیش‌بین مستقیم معناداری برای بهزیستی بود (۷۸ / ۰= β)، نتایج نشان می‌دهند که تقویت ذهن‌آگاهی، تنظیم واکنش‌پذیری هیجانی و افزایش حس انسجام می‌توانند به‌طور مؤثری بهزیستی روان‌شناختی معلمان را ارتقا دهند.

واژه‌های کلیدی

بهزیستی روان‌شناختی، ذهن‌آگاهی، واکنش‌پذیری هیجانی، حس انسجام، مدل‌سازی معادلات ساختاری.

حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۴ ©. ناشر این مقاله، دانشگاه پیام نور است.

این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.

Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

مقدمه

در سال‌های اخیر، توجه به سلامت و بهزیستی روانشناختی[1] معلمان به‌عنوان یکی از ارکان اساسی نظام‌های آموزشی پویا و اثرگذار، در کانون پژوهش‌های روانشناسی تربیتی و سلامت حرفه‌ای قرار گرفته است (درر[2]، ۲۰۲۳). معلمان در نقش‌های چندگانه آموزشی، تربیتی و حمایتی، در معرض عوامل استرس‌زای مزمن و فراگیری قرار دارند که می‌تواند به فرسودگی شغلی، کاهش کیفیت تدریس و در نهایت افت تحصیلی دانش‌آموزان بینجامد (کورل و وارواس[3]، ۲۰۲۰). بهزیستی روانشناختی، در چارچوب نظریه ریف[4] (۱۹۸۹)، مفهومی فراتر از نبود پریشانی و دربرگیرنده شکوفایی و عملکرد مثبت روانی است. این سازه چندبعدی شامل شش مؤلفه کلیدی است: پذیرش خود (برخورداری از نگرش مثبت نسبت به خود و گذشته خویش)، روابط مثبت با دیگران (ارتباطات گرم، رضایت‌بخش و بر اساس اطمینان)، خودمختاری (ایستادگی در مقابل فشارهای اجتماعی)، تسلط بر محیط (توانایی مدیریت مؤثر زندگی و دنیای پیرامون)، هدفمندی در زندگی (داشتن اهداف و جهت‌گیری در زندگی) و رشد شخصی (احساس رشد مستمر و به فعلیت رساندن استعدادهای بالقوه). برای معلمان، تحقق این ابعاد به معنی توانایی بیشتری برای مدیریت چالش‌های پیچیده کلاس درس، برقراری ارتباط مؤثر با دانش‌آموزان و همکاران، و حفظ انگیزه و تعهد حرفه‌ای در بلندمدت است (دانش پایه و همکاران، ۱۴۰۲). با این حال، شواهد بین‌المللی حاکی از آن است که بسیاری از معلمان در دستیابی به سطوح مطلوب این سازه با چالش‌های عمده‌ای مواجهند و عوامل تعیین‌کننده درون‌فردی آن نیاز به واکاوی دقیق‌تری در بافت فرهنگی- آموزشی خاص دارد (جواهری مغانلو و همکاران، ۱۴۰۴).

در این میان، ذهن‌آگاهی [5] به‌عنوان یک ظرفیت بنیادین شناختی-هیجانی، نقش تعیین‌کننده‌ای در شکل‌گیری بهزیستی روانشناختی بازی‌می‌کند (مارشال [6] و همکاران، ۲۰۲۵). ذهن‌آگاهی، که توسط کابات‌زین[7] (۲۰۰۳) به‌عنوان «اعتنا کردن به‌روش‌های خاص، معطوف به هدف، در زمان حال و بدون پیش‌داوری» تعریف شده‌است، تنها یک تکنیک آرام‌سازی نیست، بلکه یک شیوه بودن است که فرد را قادر می‌سازد تا از محتوای افکار و هیجانات خود فاصله گرفته و به‌جای گرفتار شدن در چرخه‌های نشخوار فکری و واکنش‌های خودکار، با آگاهی کامل و پذیرش با تجربیات درونی و بیرونی مواجه شود. این فرایند از طریق مکانیسم‌هایی مانند تنظیم توجه (متمرکز نگه‌داشتن توجه بر تجربه حاضر)، شناخت پذیری (تصدیق و پذیرش افکار و احساسات بدون درگیر شدن با آن‌ها)، و کاهش شناسایی خود (تمایز قائل شدن بین خود به‌عنوان مشاهده‌گر و محتوای گذرای تجربیات) عمل می‌کند (رامبوتس[8] و همکاران، ۲۰۲۵). برای یک معلم، ذهن‌آگاهی بالا می‌تواند به‌معنای حفظ آرامش و تمرکز در مواجهه با اختلال‌های کلاسی، پاسخ‌دهی متفکرانه به‌جای واکنش تکانشی به رفتار چالش‌برانگیز دانش‌آموزان، و مرزبندی سالم بین کار و زندگی شخصی باشد (کوتاماجانی[9] و همکاران، ۲۰۲۵).

در مقابل، واکنش‌پذیری هیجانی [10] به‌عنوان یک الگوی ناسازگار، متغیر مهم دیگری است که سایه سنگینی بر بهزیستی می‌افکند (زانگ[11] و همکاران، ۲۰۲۵). این سازه به تمایل پایدار فرد برای تجربه هیجانات منفی (مانند خشم، اضطراب، غم) با شدت بالا، آغاز سریع‌تر و دوره طولانی‌تر در پاسخ به محرک‌های استرس‌زا اشاره دارد (نولن-هوکسما[12]، ۲۰۱۲). از دیدگاه عصب‌شناختی، این حالت با فعالیت بیش از حد سیستم آمیگدال و نقص در عملکرد شبکه‌های پیش‌پیشانی مسئول مهار و تنظیم هیجان مرتبط دانسته شده‌است. معلمی با واکنش‌پذیری هیجانی بالا ممکن است یک انتقاد جزئی از سوی مدیریت را به‌عنوان یک تهدید جدی ادراک کند، خلق منفی ناشی از یک تعامل ناموفق را برای ساعت‌ها با خود حمل نماید و در نتیجه، منابع روانشناختی خود را به‌سرعت تخلیه کند (پوتر[13] و همکاران، ۲۰۲۵). بنابراین، تقابل بین ذهن‌آگاهی به‌عنوان یک عامل تنظیم‌کننده و واکنش‌پذیری هیجانی به‌عنوان یک عامل آسیب‌پذیر، صحنه روانی مهمی را در بررسی بهزیستی معلمان شکل می‌دهد (را هال و فویکو[14]، ۲۰۲۴).

1 Psychological well-being
2 Dreer
3 Kurrle & Warwas
4 Ryff
5 Mindfulness
6 Marshall
7 Kabat-Zinn
8 Rombouts
9 Kotamjani
10 Emotional Reactivity
11 Zhang
12 Nolen-Hoeksema
13 Potter
14 Rahal & Fosco

پیشینه پژوهشی موجود، رابطه مثبت ذهن‌آگاهی با بهزیستی روانشناختی و رابطه منفی واکنش‌پذیری هیجانی با آن را در جمعیت‌های مختلف، از جمله معلمان، تأیید کرده‌اند (مثلاً مریدا–لوپز و اکسترمرا[1]، ۲۰۱۷؛ کلر[2] و همکاران، ۲۰۱۴). برای نمونه، مطالعات طولی نشان داده‌اند که آموزش ذهن‌آگاهی منجر به افزایش معنادار در مؤلفه‌های بهزیستی روانشناختی و کاهش نشانه‌های افسردگی و اضطراب در معلمان می‌شود (فلوک[3] و همکاران، ۲۰۱۳). با این حال، یک خلأ پژوهشی عمده و چالش اساسی در این حوزه، تمرکز غالب مطالعات گذشته بر روابط مستقیم و دو به دوی این متغیرهاست. این رویکرد، مسیرهای غیرمستقیم، پیچیده و مکانیسم‌های روانشناختی زیربنایی که چگونه ذهن‌آگاهی و واکنش‌پذیری هیجانی تأثیر نهایی خود را بر بهزیستی اعمال می‌کنند، نادیده می‌گیرد (چنگ[4] و همکاران، ۲۰۲۰). این کمبود، لزوم بررسی نقش متغیرهای میانجی توانمندساز را پررنگ می‌سازد. در اینجاست که سازه حس انسجام[5]، به‌عنوان یک مکانیسم نظری عمیق و جامع از نظریه سلامت‌زنز یا سلامت‌سازی آنتونووسکی[6] (۱۹۸۷)، مطرح می‌شود. حس انسجام یک جهت‌گیری کلی نگرش فرد نسبت به جهان و زندگی است که احساس اطمینان و قابلیت پیش‌بینی را در مواجهه با محرک‌های درونی و بیرونی فراهم می‌آورد. این سازه سه مؤلفه درهم‌تنیده دارد: درک‌پذیری (ادراک اینکه محرک‌های درونی و بیرونی قابل ساخت‌اربندی، قابل‌پیش‌بینی و توضیح‌پذیر هستند)، کنترل‌پذیری (این باور که منابع لازم برای مقابله با خواسته‌هایی که این محرک‌ها مطرح می‌کنند، در دسترس هستند) و معناداری (این حس که این خواسته‌ها چالش‌هایی هستند که ارزش سرمایه‌گذاری و تعهد را دارند). حس انسجام بالا به فرد این توانایی را می‌دهد که موقعیت‌های استرس‌زا را به‌طور انعطاف‌پذیرتری ارزیابی کرده، از منابع موجود به‌طور مؤثر استفاده کند و در مواجهه با دشواری‌ها، احساس معنا و هدفمندی حفظ نماید (اریکسون و میتل‌مارک[7]، ۲۰۱۶).

با این وصف، به نظر می‌رسد حس انسجام بتواند به‌عنوان یک مکانیسم میانجی کلیدی و یک حلقه گمشده در رابطه ذهن‌آگاهی و واکنش‌پذیری هیجانی با بهزیستی روانشناختی معلمان عمل کند. از یک سوء، ذهن‌آگاهی با پرورش آگاهی غیر واکنشی و پذیرش، به فرد کمک می‌کند تا محرک‌های استرس‌زا را واضح‌تر و بدون تحریف‌های شناختی ادراک کند (تقویت درک‌پذیری) (رامبوتس[8] و همکاران، ۲۰۲۵). همچنین، با آگاهی از منابع درونی و بیرونی موجود در لحظه حال، احساس کنترل‌پذیری را افزایش می‌دهد. از همه مهم‌تر، با متمرکز کردن فرد بر ارزش‌ها و اهداف اصیل، به چالش‌ها معنا می‌بخشد (تقویت معناداری) (مارشال[9] و همکاران، ۲۰۲۵). از سوی دیگر، واکنش‌پذیری هیجانی بالا، با غلبه هیجانات شدید و تیره کردن قضاوت، جهان را غیرقابل‌پیش‌بینی و آشفته نشان‌می‌دهد (تضعیف درک‌پذیری)، منابع مقابله‌ای فرد را ناکافی جلوه می‌دهد (تضعیف کنترل‌پذیری) و چالش‌ها را بیهوده و طاقت‌فرسا می‌نمایاند (تضعیف معناداری) (زانگ[10] و همکاران، ۲۰۲۵). بنابراین، این فرضیه منطقی است که ذهن‌آگاهی و واکنش‌پذیری هیجانی، بخش عمده‌ای از تأثیر خود بر بهزیستی روانشناختی معلمان را از طریق تقویت یا تضعیف این حس بنیادین یعنی حس انسجام اعمال می‌کنند (آبه[11] و همکاران، ۲۰۱۶). با این حال، مطالعات اندکی به‌طور خاص و در یک مدل یکپارچه به آزمون این مدل میانجی‌گری در جامعه معلمان پرداخته‌اند. پژوهش‌هایی مانند مطالعه ویجک[12] و همکاران (۲۰۲۰) بر روی کارکنان مراقبت‌های بهداشتی، نشان داد که حس انسجام در رابطه بین استرس شغلی و سلامت جسمانی میانجی‌گری می‌کند، اما شواهد مشابه در حوزه آموزش و پرورش، به‌ویژه با در نظر گرفتن همزمان ذهن‌آگاهی و واکنش‌پذیری هیجانی، بسیار محدود و پراکنده‌است.

اهمیت و ضرورت نظری این تحقیق، در تلفیق و آزمون تجربی سه چارچوب نظری متمایز اما بالقوه مرتبط است: نظریه بهزیستی روانشناختی ریف (با تأکید بر شکوفایی)، نظریه‌های مبتنی بر ذهن‌آگاهی در روانشناسی شناختی–هیجانی (با تأکید بر فرایندهای توجه و تنظیم)، و نظریه سلامت‌زنز آنتونووسکی (با تأکید بر نگرش کلی و معناسازی). این تلفیق می‌تواند به غنای نظری هر سه حوزه کمک کند و با ارائه یک مدل جامع‌تر، درک ما را از چگونگی تعامل فرایندهای شناختی، هیجانی و نگرشی در شکل‌دهی به سلامت روان مثبت در یک حرفه پرفشار عمق بخشد (زیوری رحمان و مهدی‌زاده[13]، ۲۰۲۵). از منظر کاربردی،

1 Mérida-López & Extremera
2 Keller
3 Flook
4 Cheng
5 Sense of Coherence
6 Antonovsky
7 Eriksson, M & Mittelmark
8 Rombouts
9 Marshall
10 Zhang
11 Abe
12 Wijk
13 Zivari Rahman & Mahdizadeh

شناسایی مسیرهای تأثیر (مستقیم و غیرمستقیم) می‌تواند راهنمای عملی بسیار دقیق‌تری برای طراحی مداخلات مبتنی بر شواهد باشد. اگر نقش میانجی قوی حس انسجام تأیید شود، برنامه‌های ارتقای سلامت معلمان می‌توانند فراتر از آموزش مستقیم و مجزای مهارت‌های ذهن‌آگاهی یا مدیریت خشم رفته و به‌طور هدفمند بر تقویت سه عنصر درک‌پذیری، کنترل‌پذیری و معناداری در محیط کار تمرکز کنند. این امر می‌تواند به طراحی محیط‌های آموزشی حمایتگرتر، بازتعریف نقش‌های شغلی، افزایش استقلال عمل حرفه‌ای و غنی‌سازی معنای شغل معلمی بینجامد، که همگی مستقیماً حس انسجام را تقویت می‌کنند (خدابنده‌لو[1] و همکاران، ۲۰۱۷).

با توجه به چالش‌های پیچیده و فزاینده نظام‌های آموزشی در عصر حاضر، از جمله تغییرات سریع فناورانه، انتظارات متنوع والدین و دانش‌آموزان، فشارهای اداری فزاینده و پیامدهای روانشناختی همه‌گیری اخیر، یافتن راهکارهای پایدار و عمیق برای حفظ و ارتقای بهزیستی معلمان یک اولویت استراتژیک و یک مسئله باز مهم است. پژوهش حاضر با به‌کارگیری روش مدل‌سازی معادلات ساختاری (SEM) که قابلیت مطالعه همزمان روابط مستقیم و غیرمستقیم میان چندین متغیر نهفته را با در نظر گرفتن خطای اندازه‌گیری فراهم می‌آورد، درصدد است تا با دقت بیشتری این شبکه روابط را بررسی کند (سیاه‌مشته و همکاران، ۲۰۲۵). نوآوری اصلی این مطالعه در آزمون یک مدل یکپارچه از روابط است که در آن، ذهن‌آگاهی و واکنش‌پذیری هیجانی نه‌تنها به‌عنوان پیش آینده‌ای مستقیم بهزیستی، بلکه به‌عنوان عوامل تأثیرگذار بر یک سازه کلان نگرشی-شناختی (حس انسجام) در نظر گرفته می‌شوند که خود به‌عنوان یک نیروی قدرتمند، مسیر نهایی به‌سوی بهزیستی روانشناختی را وساطت می‌کند. این رویکرد فرایندمحور، درک عمیق‌تری از چگونگی تأثیر متغیرهای روانشناختی بر یکدیگر و بر پیامد نهایی ارائه می‌دهد و پاسخی به این سؤال اساسی است که چرا و چگونه برخی معلمان علی‌رغم فشارهای مشابه، از بهزیستی بالاتری برخوردارند.

در نتیجه، هدف نهایی این پژوهش، پاسخ به این پرسش اساسی است که آیا ذهن‌آگاهی و واکنش‌پذیری هیجانی می‌توانند بهزیستی روانشناختی معلمان را از طریق میانجی‌گری حس انسجام پیش‌بینی کنند؟

روش‌شناسی

روش تحقیق حاضر توصیفی از نوع همبستگی و مدل سازی معادلات ساختاری است. جامعه آماری شامل تمامی معلمان زن متوسطه اوّل آموزش وپرورش ناحیه دو شهر سنندج در سال تحصیلی ۱۴۰۲-۱۴۰۱ به تعداد ۲۸۵ نفر بود، که براساس جدول مورگان ۱۶۲ نفر با روش نمونه گیری تصادفی ساده به‌عنوان نمونه در نظر گرفته شدند. معیارهای ورود آزمودنی‌ها به پژوهش شامل خانم بودن، معلم بودن، معلم دوره متوسطه اول، مشغول به اشتغال بودن در ناحیه دو شهر سنندج، علاقه به همکاری در پژوهش بود. معیارهای خروج آزمودنی‌ها از پژوهش، ناقص پاسخ دادن پرسشنامه‌های تحقیق و همکاری نکردن در تحقیق در نظر گرفته شد. جهت برازش الگوی مفهومی پژوهش از مدل سازی معادلات ساختاری (SEM) با به‌کارگیری نرم‌افزار AMOS24 استفاده شد.

پرسشنامه بهزیستی روانشناختی[2] (RSPWB): فرم کوتاه (۱۸ سؤالی) پرسشنامه بهزیستی روان‌شناختی، توسط ریف در سال (۱۹۸۹) طراحی و در سال ۲۰۱۲ مورد بازنگری قرار گرفته است. این فرم، شامل عامل می‌باشد. سؤال‌های ۹، ۱۲ و ۱۸، عامل خود مختاری؛ سؤال‌های ۱، ۴ و ۶، عامل چیرگی بر محیط؛ سؤال‌های ۷، ۱۵ و ۱۷، عامل رشد فردی؛ سؤال‌های ۳، ۱۱ و ۱۳، عامل رابطه مثبت با دیگران؛ سؤال‌های ۵، ۱۴ و ۱۶، عامل هدفمندی در زندگی و سؤال‌های ۲، ۸ و ۱۰، عامل پذیرش خویش را ارزیابی می‌کنند. مجموع نمرات این ۶ عامل تحت عنوان نمره کلی بهزیستی روان شناختی محاسبه می‌شود. این آزمون نوعی ابزار ارزیابی خود است که در یک پیوستار ۶ درجه‌ای از "کاملاً موافقم" تا "کاملاً مخالفم" (یک تا شش) جواب داده‌می‌شود که نمره بالاتر، نشان دهندهٔ بهزیستی روان‌شناختی بهتر می‌باشد. از میان تمام سؤالات، ۱۰ سؤال به‌صورت مستقیم و ۸ سؤال به‌شکل وارونه نمره گذاری می‌شود (از سفیدی و فرزاد،۲۰۱۲). همبستگی نسخه کوتاه مقیاس بهزیستی روان‌شناختی ردیف با مقیاس اصلی از ۰/۷ تا ۰/۸۹ در نوسان بوده است (ریف و سینگر،۲۰۱۶). ضریب پایایی این ابزار توسط ریف و کیز[3] (۱۹۹۵)، بین ۰/۸۳ تا ۰/۹۱ گزارش شده‌است و پایایی آن در مطالعه خدابخش و منصوری (۱۳۹۹)، با روش بازآزمایی ۰/۸۵ به‌دست آمد. همچنین بررسی بیانی و کوچکی (۱۳۹۷) آلفای کرونباخ مقیاس ۰/۸۲ و آلفای زیرمقیاس‌های آن از ۰/۷۰ تا ۰/۷۸ گزارش کرده‌اند آقابابایی، و فراهانی (۱۴۰۰)

1 KHodabandehlou
2 Reef Psychological well-being Questionnaire
3-Ryff & Keyes

همبستگی مقیاس بهزیستی روان شناختی را با مقیاس رضایت از زندگی، پرسشنامه شادکامی آکسفورد و مقیاس حرمت خود روزنبرگ، مثبت و معنی‌دار ذکر کرده‌اند. که نشان دهنده روایی همگرای این پرسشنامه می‌باشد. در پژوهش حاضر پایایی این پرسشنامه بر اساس ضریب آلفای کرونباخ ۰/۷۲ به‌دست آمد.

پرسشنامه پنج وجهی ذهن‌آگاهی(FFMQ [1]) : پرسشنامه پنج وجهی ذهن‌آگاهی یک ابزار ۳۹ گویه‌ای است که توسط بائر و همکاران (۲۰۰۶) ساخته شده‌است که پنج مؤلفه متمایز این سازه را می‌سنجد: ۱) مشاهده (سؤال‌های ۳۶-۳۱-۲۶-۲۰-۱۵-۱۱-۶-۱)، ۲) توصیف (سؤال‌های ۳۷-۳۲- ۲۷-۲-۷-۱۲-۲۲)، ۳) عمل توأم با هوشیاری (سؤال‌های ۳۸- ۳۴-۲۸-۱۳-۱۸-۲۳- ۸- ۵)، ۴) عدم قضاوت (سؤال‌های ۳۹-۳۵-۳۰-۲۵-۱۷-۱۴-۱۰-۳) و ۵) عدم واکنش (سؤال‌های ۳۳-۲۹-۲۴-۲۱-۱۹-۹-۴). پاسخ‌ها بر اساس مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای (از ۱= هرگز تا ۵= همیشه) نمره‌گذاری می‌شوند؛ نمره کل از مجموع نمرات تمام گویه‌ها (در دامنه ۳۹ تا ۱۹۵) به‌دست می‌آید و نمره بالاتر نشان‌دهنده سطح بالاتر ذهن‌آگاهی است. سازندگان پایایی کل پرسشنامه را براساس ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۱ و روایی همگرای آن را با بهزیستی هیجانی براساس ضریب همبستگی پیرس ون ۰/۶۳ ذکر کرده‌اند. سجادیان (۱۳۹۴) ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه پنج‌بعدی ذهن‌آگاهی (FFMQ) بر روی نمونه‌ای متشکل از ۵۰۰ نفر از مردم شهر اصفهان (۲۹۲ زن و ۱۷۹ مرد) بررسی کرد که براساس آن تحلیل عاملی تأییدی ساختار پنج‌عاملی اصلی این پرسشنامه (شامل مشاهده، توصیف، عمل همراه با هوشیاری، عدم قضاوت و عدم واکنش) را مورد تأیید قرار داد و شاخص‌های نیکویی برازش، برازش مطلوب مدل با داده‌ها را نشان دادند. پایایی ابزار با محاسبه ضریب آلفای کرونباخ برای کل پرسشنامه عدد مطلوب ۰/۸۱ را نشان داد. همچنین، روایی همگرا و واگرا (تشخیصی) این مقیاس از طریق همبستگی با مقیاس‌های افسردگی، رضایت از زندگی و ویژگی‌های فراخلق بررسی شد که ضرایب همبستگی به‌دست‌آمده به‌ترتیب ۰/۴۲۴- ، ۰/۲۵۷ و ۰/۵۸۸ بود و همه این ضرایب در سطح ۰/۰۵ معنادار بودند که حاکی از روایی مناسب پرسشنامه است.

پرسشنامه واکنش‌پذیری هیجانی(ERS[2]) : این پرسشنامه در سال ۲۰۰۸ توسط ناک[3] و همکاران به هدف ارزیابی میزان واکنش‌پذیری افراد نسبت به تجارب هیجانی خود تدوین شد. این ابزار دارای ۲۱ گویه و سه خرده‌مقیاس است که شامل حساسیت (گویه‌های ۲، ۵، ۷، ۹، ۱۲، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶ و ۱۸)، شدت (گویه‌های ۳، ۴، ۶، ۱۷، ۱۹، ۲۰ و ۲۱) و پایداری (گویه‌های ۱، ۸، ۱۰ و ۱۱) می‌باشد. پاسخ‌ها بر اساس یک مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای از صفر (اصلاً شبیه من نیست) تا چهار (کاملاً شبیه من است) نمره‌گذاری می‌شوند، به‌طوری که نمره کل از مجموع نمرات تمامی گویه‌ها (با دامنه‌ای از ۰ تا ۸۴) و نمره هر خرده‌مقیاس نیز از جمع نمرات گویه‌های مربوطه به‌دست می‌آید که نمره بالاتر در هر مورد نشان‌دهنده سطح بالاتر واکنش‌پذیری هیجانی است. سازندگان پرسشنامه، روایی سازه‌ای این پرسشنامه را مناسب ذکر کرده‌اند به‌طوری که ۳ عامل آن ۴۸/۷۱ درصد واریانس کل واکنش‌پذیری هیجانی را تبیین می‌کرده‌اند. سازندگان پایایی این ابزار را با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ بررسی کرده‌اند که مقدار آن برای کل مقیاس ۰/۹۵ و برای مقیاس حساسیت ۰/۹۰، شدت ۰/۸۰ و پایداری ۰/۷۸ بوده است.

پرسشنامه حس انسجام (SOC[4]): این پرسشنامه توسط آنتونووسکی (۱۹۹۳) ساخته شد. که دارای ۲۹ سؤال است که براساس مقیاس لیکرت ۷ درجه‌ای با گزینه‌های متفاوت در هر سؤال از ۱ تا ۷ نمره گذاری می‌شود. دامنه نمرات در این پرسشنامه بین ۲۹ تا ۲۰۳ می‌باشد، نمره بالا نشان دهنده حس انسجام بیشتر است. این پرسشنامه حس انسجام را با سه مولفه ۱-قابل‌درک بودن ۲-قابل مدیریت بودن ۳- معنی‌دار بودن می‌سنجد. سازنده روایی سازه‌ای این پرسشنامه را مناسب ذکر کرده‌اند به‌طوری که ۳ عامل آن ۵۳/۸۰ درصد واریانس کل حس انسجام را تبیین می‌کرده‌اند. و روایی ملاکی آن را با پرسشنامه بهزیستی روانشناختی ریف مورد بررسی قرار داده‌اند که همبستگی بین آنها ۰/۶۱ و مناسب گزارش شده‌است. آنتونووسکی (۱۹۹۳) ضریب پایایی پرسشنامه را براساس ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۴ ذکر کرده است. در ایران علی پور و شریف (۱۳۹۱) این پرسشنامه را در بین دانشجویان هنجاریابی کرده‌اند، که روایی سازه‌ای آن را براساس تحلیل عاملی اکتشافی ۷۶/۵ درصد و ضریب اعتبار کل پرسشنامه حس انسجام و را ۰/۹۶۹ به‌دست آورده‌اند. در تحقیق حاضر ضریب پایایی پرسشنامه براساس ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۸۵ به‌دست آمد. در ایران

[1] **F**ive **F**acet **M**indfulness **Q**uestionnaire
[2] Emotional Reactivity Scale
[3] Matuo & Nock

مقبلی هنزائی و همکاران (۱۳۹۹) این پرسشنامه را هنجاریابی کرده‌اند ان‌ها روایی سازه‌ای پرسشنامه را بر اساس تحلیل عاملی اکتشافی ۵۷/۳۸ ذکر کرده‌اند همچنین ان‌ها براساس تحلیل عاملی تاییدی روایی سازه‌ای پرسشنامه را مناسب و قابل قبول ذکر کرده‌اند. آنها همسانی درونی (به‌روش آلفای کرونباخ) و پایایی بازآزمایی به‌ترتیب ۹۲/۰ و ۷۲/۰ به‌دست آورده‌اند.

یافته‌ها

ظسس از ۱۶۲ پاسخگوی مورد بررسی سن ۱۹/۱ درصد (۳۱ نفر) کمتر از ۳۰ سال، ۲۳/۵ درصد (۳۸ نفر) ۳۱ تا ۴۰ سال، ۲۸/۴ درصد (۴۶ نفر) ۴۱ تا ۵۰ سال و ۲۹ درصد (۴۷ نفر) ۵۱ سال و بیشتر بود. میزان تحصیلات ۸ درصد (۱۳ نفر) فوق‌دیپلم، ۵۸ درصد (۹۴ نفر) لیسانس، ۲۷/۸ درصد (۴۵ نفر) فوق لیسانس و ۶/۲ درصد (۱۰ نفر) دکتری بود. سابقه خدمت ۱۳/۶ درصد (۲۲ نفر) کمتر از ۵ سال، ۲۳/۵ درصد (۳۸ نفر) ۶ تا ۱۰ سال، ۱۶/۷ درصد (۲۷ نفر) ۱۱ تا ۱۵ سال، ۲۱/۶ درصد (۳۵ نفر) ۱۶ تا ۲۰ سال و ۲۴/۷ درصد (۴۰ نفر) ۲۱ سال و بیشتر بود.

جدول ۱. یافته‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	معیارانحراف	چولگی	کشیدگی	کمترین	بیشترین	معنی داریK-S
بهزیستی روانشناختی	۶۳/۰۵	۱۶/۷۶۸	۰/۷۹۶	۰/۵۷۹	۲۲	۱۲۸	۰/۰۵۴
استقلال	۱۱/۷۲	۳/۰۰۴	۰/۰۹۵	-۰/۰۷۵	۳	۱۸	۰/۲۴
تسلط بر محیط	۹/۷۰	۴/۰۷۵	۰/۲۱	-۰/۸۹۵	۳	۱۸	۰/۲۳
رشد شخصی	۱۰/۳۴	۳/۲۸۴	۰/۳۴	-۰/۳۲۱	۳	۱۸	۱/۳۸
ارتباط مثبت با دیگران	۹/۶۸	۳/۴۶۱	۰/۵۳	-۰/۴۵	۳	۱۸	۰/۰۷۱
هدفمندی در زندگی	۹/۷۵	۳/۵۷۱	۰/۲۳۸	-۰/۵۶۵	۳	۱۸	۰/۰۶۶
پذیرش خود	۹/۷۹	۳/۳۰۳	۰/۸۶۹	-۰/۸۳۲	۳	۱۸	۰/۴۰۱
حس انسجام	۱۲۷/۵۴	۲۶/۴۰۷	-۰/۳۱۵	۱/۱۲۱	۲۹	۱۹۷	۰/۲۸۱
درک بودن‌قابل	۴۸/۱۲	۱۰/۸۳۷	-۰/۲۷۳	۰/۷۰۵	۱۱	۷۵	۰/۹۹۰
قابل مدیریت بودن	۴۰/۳۷	۹/۱۷۷	-۰/۳۱۶	۰/۳۴۵	۹	۶۳	۰/۱۳۰
دار بودن‌معنی	۳۴/۸۱	۸/۵۸۱	۰/۰۲۳	-۰/۱۶۷	۸	۵۶	۰/۲۱۳
ذهن‌آگاهی	۱۲۶/۹۱	۱۶/۶۹۲	-۰/۲۲	۰/۶۵۶	۶۱	۱۶۴	۰/۱۱۹
مشاهده	۲۶/۰۵	۳/۹۳۲	-۰/۳۰۹	۰/۸۷	۱۱	۳۶	۰/۲۹۶
توصیف	۲۲/۸۷	۳/۵۱۳	-۰/۰۲۵	-۰/۵۱۸	۱۴	۳۱	۰/۳۰۱
عمل توأم با هوشیاری	۲۳/۱۷	۳/۴۲۱	-۰/۶۴۷	۰/۴۴۴	۱۰	۲۹	۰/۱۷۷
عدم قضاوت	۲۵/۸۲	۴/۷۰۶	-۰/۲۵۸	-۰/۰۹۳	۱۰	۳۶	۰/۳۶۶
عدم واکنش	۲۲/۴۶	۴/۰۷۲	۰/۴۴۴	-۰/۲۷۹	۱۳	۳۳	۰/۲۹۵
واکنش‌پذیری هیجانی	۴۲/۲۶	۱۳/۱۰۳	-۰/۰۷۷	۰/۰۷۳	۴	۷۵	۰/۱۱۶
حساسیت	۱۹/۲۵	۶/۲۱۳	۰/۰۵۹	-۰/۱۴۸	۳	۳۵	۰/۲۱۵
شدت	۱۴/۸۳	۵/۲۹۱	۰/۰۴۸	-۰/۳۰۹	۰	۲۶	۰/۱۰۹
پایداری	۸/۱۹	۳/۳۵۲	-۰/۳۳۶	-۰/۴۲۴	۰	۱۵	۰/۲۱۱

همان طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود میانگین بهزیستی روانشناختی ۶۳/۰۵، حس انسجام ۱۲۷/۵۴ ، واکنش‌پذیری هیجانی ۴۲/۲۶ و ذهن آگاهی ۱۲۶/۹۱ می‌باشد. مقادیر کجی و کشیدگی نشان دهنده نوع توزیع داده‌ها است و چون این مقادیر بین ۲- و ۲+ بودند، بنابراین فرض نرمال بودن داده‌ها تأیید می‌شود.

جدول ۲. نتایج همبستگی پیرسون بین متغیرهای پژوهش

متغیرها	۱	۲	۳	٤
۱-ذهن آگاهی	۱			

۲- واکنش‌پذیری هیجانی	۰/۶۴۵**	۱		
۳-حس انسجام	۰/۷۰**	۰/۸۸۵**	۱	
۴-بهزیستی روانشناختی	۰/۷۵۳**	۰/۴۷**	۰/۴۷۲**	۱

** معنی‌داری کمتر از ۰/۰۵

نتایج ضریب همبستگی پیرسون نشان داد میان متغییرهای ذهن آگاهی با حس انسجام رابطه مثبت و معنادار (p<۰/۰۰۱؛ r=۰/۷۰)؛ بین ذهن آگاهی با بهزیستی روانشناختی رابطه مثبت و معنادار (p<۰/۰۰۱؛ r=۰/۷۵۳)؛ بین واکنش‌پذیری هیجانی با حس انسجام رابطه مثبت و معنادار (p<۰/۰۰۱؛ r=۰/۶۴۵)؛ بین واکنش‌پذیری هیجانی با بهزیستی روانشناختی رابطه مثبت و معنادار (p<۰/۰۰۱؛ r=۰/۴۷)؛ بین حس انسجام با بهزیستی روانشناختی رابطه مثبت و معنادار (p<۰/۰۰۱؛ r=۰/۴۷۲) وجود دارد.

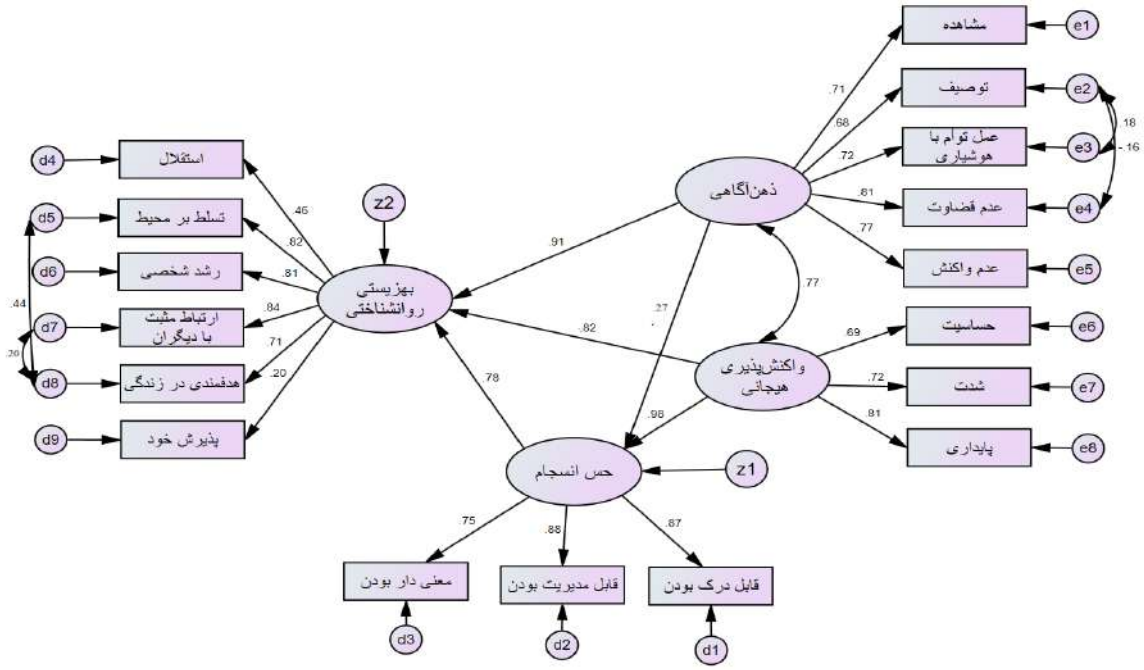
به‌منظور ارزیابی مدل پیشنهاد شده این پژوهش از شیوه تحلیل مسیر با استفاده از نرم‌افزار اس پی اس اس و ایموس استفاده شد. مدل ساختاری بهزیستی روانشناختی معلمان بر اساس خودکارآمدی خلاق با نقش میانجی حس انسجام در نمودار ۱ قابل مشاهده‌است. نتایج جدول ۳ نشان‌می‌دهد که مقدار آماره X^2 برابر با ۲۵۷/۲۴ با درجه آزادی ۱۱۱ است. حاصل تقسیم کای اسکوئر تقسیم‌بر درجه آزادی ۲/۳۱۸ بوده و کمتر از ۵ است که بیانگر برازش عالی مدل می‌باشد. شاخص نیکویی برازش[1] برابر با ۰/۸۵۳ است که نشان دهنده برازش مطلوب مدل است. شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده[2] برابر با ۰/۸۰۵ می‌باشد که نزدیک ۰/۹۰ بوده و بنابراین مدل از برازش مطلوب برخوردار است. مقدار ریشه میانگین مجذورات خطای برآورد[3] نیز ۰/۰۷۸ می‌باشد که با توجه به اینکه کمتر از ۰/۰۸ است مطلوب بوده و نشان دهنده تأیید مدل پژوهش می‌باشد. شاخص برازش هنجار شده[4] برابر با ۰/۸۶۵، شاخص برازندگی هنجار نشده یا توکلر-لویس[5] برابر با ۰/۹۰، شاخص برازش تطبیقی[6] برابر با ۰/۹۱۷ و شاخص برازش نسبی[7] برابر با ۰/۸۳۴ است که همگی نشان دهنده برازش مطلوب و تأیید مدل پژوهش می‌باشد. با توجه به مطالب بالا و شاخص‌های کمی، برازش می‌توان نتیجه گرفت که مدل نظری پژوهش قابل قبول است، بنابراین می‌توان به رابطه درون مدل و مقادیر ضریب رگرسیون بین متغیرهای پنهان پرداخت. جهت آزمون فرضیه از شاخص جزئی p-value استفاده شده‌است. شرط معنی‌دار بودن یک رابطه این می‌باشد که مقدار این شاخص برای رابطه مورد نظر کمتر از ۰/۰۵ باشد. بنابراین مدل ساختاری " بهزیستی روانشناختی معلمان براساس ذهن اگاهی و واکنش پذیری هیجانی با نقش میانجی حس انسجام " از برازش کافی برخوردار بوده و فرضیه مبتنی بر آن، تأیید می‌شود.

جدول ۳. شاخص‌های برازش مدل اصلاح‌شده

	های برازش‌شاخص	میزان	ملاک	تفسیر
مطلق	($\chi 2$)کای اسکوئر	۲۵۷/۲۴	–	–
	(df)درجه آزادی	۱۱۱	–	–
	داری‌سطح معنی	۰/۰۰۱	کمتر از ۰/۰۵	
	($\chi 2/df$)نسبت کای اسکوئر به درجه آزادی	۲/۳۱۸	کمتر از ۳	برازش مطلوب
تطبیقی	(GFI)شاخص نیکویی برازش	۰/۸۵۳	بیشتر از ۰/۹۰	برازش مطلوب
	(AGFI)شده شاخص نیکویی برازش تعدیل	۰/۸۰۵	بیشتر از ۰/۹۰	برازش مطلوب
	(RFI)شاخص برازش نسبی	۰/۸۳۴	بیشتر از ۰/۹۰	برازش مطلوب
	(IFI)شاخص برازش افزایشی	۰/۹۱۸	بیشتر از ۰/۹۰	برازش مطلوب
	(CFI)شاخص برازش تطبیقی	۰/۹۱۷	بیشتر از ۰/۹۰	برازش مطلوب
	(TLI)شاخص توکلر-لویس	۰/۹۰	بیشتر از ۰/۹۰	برازش مطلوب
	(NFI)شاخص برازش هنجار شده	۰/۸۶۵	بیشتر از ۰/۹۰	برازش مطلوب
مقتصد	ریشه میانگین مجذورات خطای برآورد (RMSEA)	۰/۰۷۸	کمتر از ۰/۰۸	برازش مطلوب

1 Goodness of Fit Index (GFI)
2 Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI)
3 Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)
4 Normed Fit Index (NFI)
5 Tucker-lewis Index (TLI)
6 Comparative Fit Index (CFI)
7 Relative Fit Index (RFI)

(PNFI)شاخص برازش مقتصد هنجار شده	۰/۷۰۶	بیشتر از ۰/۵۰	برازش مطلوب
(PCFI)شاخص نیکویی برازش مقتصد	۰/۷۴۹	بیشتر از ۰/۵۰	برازش مطلوب



نمودار ۱. الگوی نهایی بهزیستی روانشناختی معلمان براساس ذهن اگاهی و واکنش پذیری هیجانی با نقش میانجی حس انسجام

تجزیه و تحلیل داده‌ها از طریق ضرایب رگرسیون در مدل معادلات ساختاری (SEM) نشان‌می‌دهد که بین ذهن اگاهی و حس انسجام رابطه معناداری وجود دارد، (β =۰/۲۷C.R= ۲/۹۱ , p <۰/۰۵). بین ذهن اگاهی و بهزیستی روانشناختی رابطه معناداری وجود دارد، (β ۰/۹۱ =, C.R= ۳/۷ , p<۰/۰۵). بین واکنش پذیری هیجانی و حس انسجام رابطه معناداری وجود دارد، (β =۰/۹۸, C.R= ۸/۱۴ , p<۰/۰۵). بین واکنش پذیری هیجانی و بهزیستی روانشناختی رابطه معناداری وجود دارد، (β =۰/۸۲ , C.R= ۳/۶۹ , p<۰/۰۵). بین حس انسجام و بهزیستی روانشناختی رابطه معناداری وجود دارد، (β =۰/۷۸, C.R= ۳/۰۱< , p ۰/۰۵) (جدول ۴).

جدول ٤. الگوی ساختاری مسیرها و ضرایب استاندارد آنها در الگوی نهایی

P	CR	R^2	β	S.E.	B	c
۰/۰۰۱	۲/۹۱	۰/۷۵	۰/۲۷	۰/۰۶	۰/۱۹۸	ذهن اگاهی ← حس انسجام
۰/۰۰۱	۳/۷	۰/۸۳	۰/۹۱	۰/۱۲۲	۰/۴۵	ذهن اگاهی ← بهزیستی روانشناختی
۰/۰۰۱	۸/۱۴	۰/۹۶	۰/۹۸	۰/۲۷۶	۲/۲۴۴	واکنش پذیری هیجانی ← حس انسجام
۰/۰۰۱	۳/۶۹	۰/۶۷۲	۰/۸۲	۰/۰۸۶	۰/۳۱۸	واکنش پذیری هیجانی ← بهزیستی روانشناختی
۰/۰۰۱	۳/۰۱	۰/۶۰۸	۰/۷۸	۰/۰۴۴	۰/۱۳۲	حس انسجام ← بهزیستی روانشناختی

تجزیه و تحلیل داده‌ها با آزمون بارون و کنی[1] و با زبان برنامه نویسی R نشان‌می‌دهد حس انسجام رابطه بین ذهن اگاهی و بهزیستی روانشناختی را میانجی‌گری می‌کند (β =۰/۱۹۴ , p<۰/۰۵). نسبت اثر میانجی‌شده نشان‌می‌دهد حدود ۵۴/۷ درصد از اثر کلی ذهن اگاهی بر بهزیستی روانشناختی از طریق حس انسجام میانجی‌گری می‌شود. همچنین حس انسجام رابطه بین واکنش پذیری هیجانی و

1 Baron & Kenny Test

بهزیستی روانشناختی را میانجی‌گری می‌کند (β =۰/۲۶۱ , p<۰/۰۵). نسبت اثر میانجی‌شده نشان‌می‌دهد حدود ۶۴/۷ درصد از اثر کلی واکنش پذیری هیجانی بر بهزیستی روانشناختی از طریق حس انسجام میانجی‌گری می‌شود (جدول ۵).

جدول ۵. آماره آزمون بارون و کنی مربوط به نقش میانجی حس انسجام

متغیرها	اثر	برآورد	حد پایین فاصله ۹۵%اطمینان	حد بالای فاصله ۹۵%اطمینان	p-مقدار value
ذهن اگاهی * حس انسجام * بهزیستی روانشناختی	(ACME[1]) اثر میانجی میانگین	۰/۱۹۴	۰/۱۴۸	۰/۲۳۹	۰/۰۰۱
	(ADE[2]) اثر مستقیم میانگین	۰/۱۶۱	۰/۱۰۶	۰/۲۱۳	۰/۰۰۱
	اثر کلی [3]	۰/۳۵۵	۰/۲۹۲	۰/۴۱۴	۰/۰۰۱
	نسبت میانجی‌گری	۰/۵۴۷	۰/۴۳۹	۰/۶۶۴	۰/۰۰۱
واکنش پذیری هیجانی * حس انسجام * بهزیستی روانشناختی	(ACME) اثر میانجی میانگین	۰/۲۶۱	۰/۱۹۷	۰/۳۲۷	۰/۰۰۱
	(ADE) نقش مستقیم میانگین	۰/۱۴۳	۰/۰۶۲	۰/۲۲۴	۰/۰۰۱
	اثر کلی	۰/۴۰۴	۰/۳۱۴	۰/۴۹۵	۰/۰۰۱
	نسبت میانجی‌گری	۰/۶۴۷	۰/۵۰۷	۰/۸۲۵	۰/۰۰۱

**این تحلیل شامل ۱۶۲ مشاهده و ۱۰۰۰ شبیه‌سازی بوت‌استرپ برای ارزیابی معناداری اثرات بود.

نتیجه گیری و بحث

این مطالعه با هدف مدل یابی معادلات ساختاری بهزیستی روانشناختی معلمان براساس ذهن اگاهی و واکنش پذیری هیجانی با نقش میانجی حس انسجام انجام شد. یافته‌های پژوهش مؤید آن است که مدل پیشنهادی تبیین بهزیستی روانشناختی معلمان با در نظرگیری نقش پیش‌بین‌کننده‌های ذهن‌آگاهی و واکنش‌پذیری هیجانی و میانجی‌گری حس انسجام، از برازش مطلوب و قابل قبولی با داده‌ها برخوردار است. شاخص‌های نیکویی برازش، از جمله نسبت کای‌دو به درجه آزادی (۲.۳۲) که در دامنه قابل قبول ۱ تا ۳ قرار دارد، و همچنین مقادیر شاخص‌های CFI، IFIو GFIکه همگی بالای ۰.۹۰ هستند، همراه با مقدار RMSEA کمتر از ۰.۰۸، همگی دلالت بر این دارند که ساختار روابط فرضی شده در مدل، به‌خوبی انعکاسی از الگوی موجود در داده‌های جامعه مورد مطالعه است. این برازش مطلوب، پایه‌ای محکم برای تفسیر معنادار مسیرهای علّی در مدل فراهم می‌آورد و نشان‌می‌دهد که چگونه تعامل این سازه‌های روان‌شناختی می‌تواند بهزیستی معلمان را شکل دهد. در این راستا، یافته کلیدی پژوهش حاضر، تأیید نقش واسطه‌ای جزئی حس انسجام در رابطه بین دو متغیر شناختی–هیجانی (ذهن‌آگاهی و واکنش‌پذیری هیجانی) با پیامد بهزیستی روانشناختی است. این نتیجه نشان‌می‌دهد که بخش عمده‌ای از تأثیر ذهن‌آگاهی و واکنش‌پذیری هیجانی بر بهزیستی معلمان، نه به‌صورت مستقیم، بلکه از طریق تأثیری که بر نحوه ادراک، تفسیر و مدیریت کلی آنان از رویدادهای زندگی (حس انسجام) می‌گذارند، اعمال می‌شود.

در تبیین جزئی‌تر مسیرهای مستقیم، یافته‌ها حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار بین ذهن‌آگاهی با هر دو متغیر حس انسجام و بهزیستی روانشناختی است. این یافته کاملاً همسو با چارچوب نظری پژوهش و پیشینه موجود است. همان‌گونه که کابات‌زین (۲۰۰۳) اشاره‌کرده، ذهن‌آگاهی با پرورش آگاهی غیر قضاوتی و متمرکز بر لحظه حال، ظرفیت فرد را برای تنظیم هیجان و کاهش نشخوار فکری افزایش می‌دهد. این فرآیند، به نوبه خود، به معلمان کمک می‌کند تا محیط کاری پرچالش را با وضوح بیشتر، پیش‌بینی‌پذیرتر و قابل‌کنترل‌تر ادراک کنند که مستقیماً بر مؤلفه‌های درک‌پذیری و کنترل‌پذیری حس انسجام تأثیر می‌گذارد. هم‌چنین، توانایی عمل توأم با هوشیاری و غیر واکنشی بودن، که از مؤلفه‌های کلیدی ذهن‌آگاهی در مدل FFMQ است، به معلمان امکان می‌دهد تا در مواجهه با استرس‌ها، از راهبردهای سازگارانه‌تری استفاده‌کنند و در نتیجه، احساس رشد شخصی، تسلط بر محیط و روابط مثبت بیشتری را تجربه نمایند که همگی از وجوه بهزیستی روانشناختی در مدل ریف (۱۹۸۹) هستند. این نتیجه با یافته‌های پژوهش‌هایی مانند مطالعه مریدا–

1 Average Causal Mediation Effect
2 Average Direct Effect
3 Total Effect

لوپز و اکسترمرا (۲۰۱۷) و فلوک و همکاران (۲۰۱۳) که بر نقش مثبت ذهن‌آگاهی در کاهش فرسودگی و افزایش بهزیستی معلمان تأکید داشتند، کاملاً همخوانی دارد.

در سوی مقابل، نتایج نشان داد واکنش‌پذیری هیجانی با هر دو متغیر حس انسجام و بهزیستی روانشناختی رابطه معنادار دارد. این یافته نیز تأییدی بر ادبیات پژوهشی مربوطه است. همان‌طور که نولن–هوکسما (۲۰۱۲) مطرح کرده، واکنش‌پذیری هیجانی بالا، به‌معنای تجربه هیجانات منفی با شدت و دوام بیشتر است. در بافت حرفه معلمی، چنین الگویی می‌تواند منجر به ادراک محیط کار به‌عنوان فضایی غیرقابل‌پیش‌بینی، طاقت‌فرسا و فاقد منابع کافی برای مقابله شود؛ یعنی دقیقاً خلاف مؤلفه‌های سازنده حس انسجام. زمانی که فرد با کوچک‌ترین محرک استرس‌زا، پاسخ هیجانی شدیدی نشان‌می‌دهد، احساس کنترل خود را از دست داده و وقایع را فاقد معنا می‌پندارد. این کاهش حس انسجام، به نوبه خود، راه را برای کاهش بهزیستی روانشناختی هموار می‌سازد، زیرا فرد به‌طور مداوم در حال تجربه هیجانات منفی و تخلیه منابع روانی است و فرصتی برای تمرکز بر رشد شخصی، تحقق اهداف یا لذت بردن از روابط عمیق نمی‌یابد. این مسیر، مکانیسم احتمالی ارتباط بین یافته این پژوهش با نتایج مطالعاتی مانند کلر و همکاران (۲۰۱۴) را روشن می‌سازد که رابطه منفی بین ویژگی‌های هیجانی ناسازگار و بهزیستی را گزارش کرده‌اند.

با این حال، نقطه تمایز و نوآوری اصلی مطالعه حاضر در کشف نقش واسطه‌ای حس انسجام است. یافته‌ها نشان‌می‌دهد که علاوه بر روابط مستقیم، ذهن‌آگاهی و واکنش‌پذیری هیجانی از طریق تأثیر بر این سازه، به‌صورت غیرمستقیم نیز بر بهزیستی روانشناختی معلمان اثر می‌گذارند. این نتیجه، گامی فراتر از پژوهش‌های پیشین است که عمدتاً بر روابط دو به دو این متغیرها متمرکز بودند. این یافته را می‌توان در چارچوب نظریه سلامت‌زنز آنتونووسکی (۱۹۸۷) به‌خوبی تبیین کرد. ذهن‌آگاهی، با افزایش توجه و پذیرش بدون قضاوت، به فرد کمک می‌کند تا منابع درونی و بیرونی خود را بهتر شناسایی کند و از آن‌ها برای مدیریت موقعیت‌ها استفاده نماید، که این امر مستقیماً حس کنترل‌پذیری و درک‌پذیری را تقویت می‌کند. از طرف دیگر، واکنش‌پذیری هیجانی بالا با تحریف‌های شناختی و تمرکز بر تهدید، دقیقاً این منابع را نادیده گرفته و حس سردرگمی و درماندگی را افزایش می‌دهد. بنابراین، حس انسجام به‌عنوان یک سازه کل‌نگر، تبدیل به کانالی می‌شود که از طریق آن، مهارت‌های فراشناختی (ذهن‌آگاهی) و الگوهای هیجانی (واکنش‌پذیری) نهایتاً بر تجربه کلی فرد از زندگی حرفه‌ای و شخصی (بهزیستی روانشناختی) تأثیر می‌گذارند. این الگو با یافته‌های اریکسون و میتل‌مارک (۲۰۱۶) و نیز آبه و همکاران (۲۰۱۶) که بر نقش محوری حس انسجام در ارتباط بین منابع فردی و سلامت روان تأکید داشتند، همسوست و آن را در جمعیت خاص معلمان و با در نظر گرفتن متغیرهای پیش‌بین خاص، گسترش می‌دهد.

این یافته‌ها پیامدهای کاربردی مهمی برای نظام آموزش و پرورش و برنامه‌های ارتقای سلامت معلمان دارد. اولاً تأکید می‌کند که برنامه‌های مداخله‌ای نباید صرفاً بر آموزش مستقیم مهارت‌های ذهن‌آگاهی یا مدیریت خشم متمرکز باشند، اگرچه این‌ها مهم هستند. بلکه طراحی محیط‌های آموزشی به‌گونه‌ای که حس انسجام معلمان را تقویت کند، می‌تواند اثرگذاری این برنامه‌ها را چند برابر نماید. این امر مستلزم اقداماتی از سوی مدیران آموزشی است، از جمله: ایجاد ساختاری شفاف و قابل‌پیش‌بینی (تقویت درک‌پذیری)، تفویض اختیار و مشارکت دادن معلمان در تصمیم‌گیری‌های مرتبط با کارشان (تقویت کنترل‌پذیری)، و کمک به معلمان برای درک معنای عمیق و تأثیر اجتماعی شغل خود (تقویت معناداری). وقتی محیط کار از این ویژگی‌ها برخوردار باشد، بستر مناسبی برای به‌کارگیری مهارت‌های ذهن‌آگاهی فراهم شده و از فرسایش هیجانی معلمان جلوگیری می‌شود. ثانیاً، با توجه به رابطه قوی واکنش‌پذیری هیجانی با کاهش حس انسجام و بهزیستی، غربالگری و شناسایی به‌موقع معلمانی که از این الگوی هیجانی رنج می‌برند و ارائه حمایت‌های روان‌شناختی هدفمند به آنان، می‌تواند یک اقدام پیشگیرانه مؤثر باشد.

با وجود قوت‌های پژوهش حاضر از جمله استفاده از مدل‌سازی معادلات ساختاری برای آزمون روابط پیچیده و به‌کارگیری ابزارهای معتبر، برخی محدودیت‌ها نیز باید در تعمیم نتایج مد نظر قرار گیرند. نخست، طراحی مقطعی مطالعه امکان استنباط رابطه علّی قطعی را محدود می‌سازد. اگرچه مدل بر اساس نظریه و پیشینه تنظیم‌شده، اما جهت علیت می‌تواند به‌شکل دیگری باشد یا روابط دوری وجود داشته‌باشد. دوم، تکیه‌بر داده‌های خودگزارشی ممکن است تحت‌تأثیر سوگیری‌هایی مانند تمایل به پاسخ مطلوب اجتماعی قرار گرفته باشد. سوم، نمونه‌گیری از معلمان یک منطقه خاص، تعمیم‌پذیری نتایج به سایر بافت‌های فرهنگی و آموزشی را نیازمند احتیاط می‌کند. برای پژوهش‌های آینده، انجام مطالعات طولی می‌تواند جهت علیت روابط را روشن‌تر کند. همچنین، استفاده از روش‌های اندازه‌گیری چندگانه

(مانند گزارش همکاران یا اندازه‌گیری فیزیولوژیکی هیجان) می‌تواند بر دقت داده‌ها بیفزاید. بررسی این مدل در بین سایر گروه‌های شغلی پراسترس و نیز آزمون نقش متغیرهای میانجی یا تعدیل‌کننده دیگر (مانند حمایت اجتماعی یا خودکارآمدی) می‌تواند به تکمیل تصویر جامع‌تری از عوامل مؤثر بر بهزیستی روانشناختی کمک کند.

در نتیجه‌گیری نهایی می‌توان اذعان داشت که این پژوهش با ارائه مدلی یکپارچه، نشان داد که بهزیستی روانشناختی معلمان صرفاً حاصل فقدان عوامل منفی (مانند واکنش‌پذیری هیجانی بالا) یا وجود عوامل مثبت منفرد (مانند ذهن‌آگاهی) نیست، بلکه برآیند پویای تعامل این عوامل از طریق یک سازه کل‌نگر و عمیق‌تر به نام حس انسجام است. ذهن‌آگاهی به معلمان کمک می‌کند تا در طوفان چالش‌های روزمره، لنگرگاه درونی محکمی از آگاهی و پذیرش بیابند و این لنگرگاه، پایه‌ای برای ساخت دنیایی قابل‌درک، قابل کنترل و معنادار (حس انسجام بالا) می‌شود. در مقابل، واکنش‌پذیری هیجانی، این لنگرگاه را سست کرده و فرد را در دریایی از هیجانات منفی رها می‌سازد که درک و کنترل را تیره و معنا را محو می‌کند. بنابراین، سرمایه‌گذاری همزمان بر ارتقای مهارت‌های فردی معلمان **و** اصلاح ویژگی‌های محیط کار به‌نحوی که حس انسجام را تغذیه کند، یک راهبرد دوگانه و ضروری برای نهادینه کردن بهزیستی و در نهایت، تضمین کیفیت آموزش و سلامت نسل آینده است. این مطالعه گامی در مسیر درک این پیچیدگی‌ها برداشت و بر ضرورت نگاهی سیستمی و چند سطحی به سلامت روان معلمان تأکید می‌ورزد.

دسترسی به داده‌ها

داده‌های پشتیبان این پژوهش در صورت درخواست از نویسنده مسئول، در دسترس خواهد بود.

تعارض منافع

بر اساس اظهار نویسندگان، هیچ‌گونه تعارض منافعی که بر نتایج یا تفسیر این مقاله تأثیر بگذارد، وجود ندارد.

مشارکت‌های نویسندگان

تمام نویسندگان در طراحی مطالعه، جمع‌آوری و تحلیل داده‌ها، نگارش پیش‌نویس و بازبینی نهایی مقاله مشارکت داشته‌اند. همگی نسخه نهایی را مطالعه و تأیید کرده‌اند.

تأمین مالی

این پژوهش با پشتیبانی مالی هیچ نهاد، سازمان یا بنیادی انجام نشده است.

شفافیت

این مطالعه مطابق با استانداردهای اخلاقی در پژوهش و بیانیه‌ی هلسینکی انجام شده‌است. رضایت آگاهانه از شرکت‌کنندگان دریافت و محرمانه‌بودن اطلاعات آن‌ها تضمین شد.

References

Abe N. Ethel, Ziska Fields and Atiku O. Sulaiman (2016). Influence of sense of coherence on work-life balance at the South African public service. Problems and Perspectives in Management, 14(1-1), 206-216. doi: 10.21511/ppm.14(1-1).2016.09

Amirian, M. E. Falahi, H. Zivari Rahman, M & Shokouhi Moghadam, S. (2014). The Relationship between Employees' Maturity and Organizational Intelligence by Offering a Model of Structural Equations. Journal of Applied Sciences Research, 10(7), 11–17. http://www.aensiweb.com/old/jasr/jasr_june_2014.html

Antonovsky, A. (1987). *Unraveling the mystery of health: How people manage stress and stay well.* Jossey-Bass.

Cheng, X. Ma, Y. Li, J. Cai, Y. Li, L & Zhang, J. (2020). Mindfulness and Psychological Distress in Kindergarten Teachers: The Mediating Role of Emotional Intelligence. International journal of environmental research and public health, 17(21), 8212. https://doi.org/10.3390/ijerph17218212

Danesh Payeh, M. Dortaj, F. Salehi, S & Drikand, M. (2023). Explaining the model of teachers' psychological well-being based on wisdom mediated by humor styles. *Journal of School Psychology and Institutions*, *12*(3), 48-61. [In Persian]

Dreer, B. (2023). On the outcomes of teacher wellbeing: A systematic review of research. Frontiers in Psychology, 14, Article 1205179. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1205179

Eriksson, M & Mittelmark, M. B. (2016). The Sense of Coherence and Its Measurement. In M. B. Mittelmark (Eds.) et. al., The Handbook of Salutogenesis. (pp. 97–106).

Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-04600-6_12

Flook, L. Goldberg, S. B. Pinger, L. Bonus, K & Davidson, R. J. (2013). Mindfulness for teachers: A pilot study to assess effects on stress, burnout and teaching efficacy. Mind, brain and education: the official journal of the International Mind, Brain, and Education Society, 7(3), 10.1111/mbe.12026. https://doi.org/10.1111/mbe.12026

Ghanbari, S. Zivari Rahman, M. Shokuhi, S. (2013). The impact of Islamic revolution course on promotion of study familiarity with soft war (Case study at Kerman University). Scientific Research Journal on Islamic Revolution, 2(5), 49-66. https://rjir.basu.ac.ir/article_342_2.html.

Javaheri Moghanlou, A. moghaddasi khivi, m., amanat jelodar, s & rahimi, s. (2025). Examining the mediating role of the organizational atmosphere of schools in the relationship between self-efficacy and effective teaching in teachers. *Applied Educational Leadership*, *6*(1), 98-114. https://doi.org/10.22098/ael.2024.14505.1409. [In Persian]

Kabat-Zinn, J. (2003). Mindfulness-based interventions in context: Past, present, and future. *Clinical Psychology: Science and Practice, 10*(2), 144 156. https://doi.org/10.1093/clipsy.bpg016

Keller, M. M. Chang, M. L. Becker, E. S. Goetz, T., & Frenzel, A. C. (2014). Teachers' emotional experiences and exhaustion as predictors of emotional labor in the classroom: an experience sampling study. *Frontiers in psychology*, *5*, 1442. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2014.01442

KHodabandehlou, S and Zivari Rahman, M. (2017). Providing a New Approach for Segmenting Customers Based on Their Purchasing Behavior Change over Time in Electronic Business. *Journal of Information Technology Management*, *9*(2), 277-300. doi: 10.22059/jitm.2017.61417

Khodabandehlou, S & Zivari Rahman, M. (2017). Comparison of supervised machine learning techniques for customer churn prediction based on analysis of customer behavior. *Journal of Systems and Information Technology*, *19*(4), 329–342. https://doi.org/10.1108/JSIT-10-2016-0061

Kotamjani, S. S. Taati Jeliseh, M. Zohrabi, M. & Xodabande, I. (2025). Evaluating the effects of a brief mindfulness-based intervention on stress reduction among language teachers. *Psychology in the Schools*. Advance online publication. https://doi.org/10.1002/pits.70051

Kurrle, L. M & Warwas, J. (2025). Teacher well-being—A conceptual systematic review (2020–2023). Education Sciences, 15(6), 766. https://doi.org/10.3390/educsci15060766

Marshall, T. Farrar, A. Wilson, M. Taylor, J. George, P. Ghose, S. S. Cosgrove, J & Patel, N. A. (2025). *Mindfulness-based interventions in schools: Assessing the evidence base*. Psychiatric Services, 76(1). https://doi.org/10.1176/appi.ps.20240027

Mérida-López, S. & Extremera, N. (2017). Emotional intelligence and teacher burnout: A systematic review. *International Journal of Educational Research*, *85*(2), 121–130. https://doi.org/10.1016/j.ijer.2017.07.006

Moghbeli Hanzaei M, Zanjani Z, Omidi A. (2020). Psychometric Properties of the Persian Version of the of the Emotional Reaction Scale (ERS) in Students. J Jiroft Univ Med Sci, 7 (1) :302-312. URL: http://journal.jmu.ac.ir/article-1-297-fa.html. [In Persian]

Moghbeli Hanzaei, M. Zanjani, Z & Omidi, A. (2020). Psychometric properties of the Persian version of the Emotional Reactivity Scale (ERS) in students. *Journal of Jiroft University of Medical Sciences*, *7*(1), 302–312. http://journal.jmu.ac.ir/article-1-297-fa.html

Nock, M. K., Wedig, M. M., Holmberg, E. B., & Hooley, J. M. (2008). The emotion reactivity scale: development, evaluation, and relation to self-injurious thoughts and behaviors. *Behavior therapy*, *39*(2), 107–116. https://doi.org/10.1016/j.beth.2007.05.005

Nolen-Hoeksema S. (2012). Emotion regulation and psychopathology: the role of gender. *Annual review of clinical psychology*, *8*, 161–187.

https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032511-143109

Potter, S. Bridger, E. Piotrowska, P. J & Drewelies, J. (2025). Emotional reactivity to daily positive and negative events in adulthood: The role of adverse childhood experiences. *Emotion, 25*(6), 1502–1515. https://doi.org/10.1037/emo0001512

Rahal, D & Fosco, G. M. (2025). Positive well-being and dampened emotional reactivity to daily family conflict and family cohesion. *Child Development*, *96*(2), 797–811. https://doi.org/10.1111/cdev.14206

Rombouts, M. Lensen, J. H. Kraiss, J. T et al. (2025). What makes mindfulness-based stress reduction programs effective among Dutch elementary school teachers? The mediating role of mindfulness skills, self-compassion, emotion regulation, and teacher self-efficacy. *Mindfulness*, *16*, 2699–2711. https://doi.org/10.1007/s12671-025-02662-0

Ryff, C. D. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology, 57*(6), 1069–1081. https://doi.org/10.1037/0022-3514.57.6.1069

Sajjadian, I (2016). Psychometric Properties of the Five Facet Mindfulness Questionnaire in People. Research in Cognitive and Behavioral Sciences, 5(2), 23-40. [In Persian]

Shokouhi Moghadam S, Zivari Rahmani M & Lesani M. (2011). Sports and mental health and happiness in high school students in Kerman. Journal of Health Psychology, 1(3):61-80. 1(3), 61-80. SID. https://sid.ir/paper/242664/en

Siahmoshtei J, Zivari Rahman M, Mikaeili N. (2025). Modeling of the Mediating Role of Health Literacy in the Relationship Between Early Maladaptive Schemas and Coping Strategies in Cancer Patients. Sjsph, 22 (4) :389-406. URL: http://sjsph.tums.ac.ir/article-1-6372-fa.html. [In Persian]

Siahmoshtei, J. Zivari Rahman, M., & Mikaeili, N. (2025). Modeling of the mediating role of health literacy in the relationship between early maladaptive schemas and coping strategies in cancer patients. *Scientific Journal of School of Public Health*, *22*(4), 389–406. http://sjsph.tums.ac.ir/article-1-6372-en.html

Siahmoshtei, J. Zivari Rahman, M & Mikaeili, N. (2025). Modeling of the mediating role of health literacy in the relationship between early maladaptive schemas and coping strategies in cancer patients. Scientific Journal of School of Public Health and Institute of Public Health Research, 22(4), 389–406. http://sjsph.tums.ac.ir/article-1-6372-en.html

Wijk, K. Bergsten, E. L & Hallman, D. M. (2020). Sense of coherence, health, well-being, and work satisfaction before and after implementing activity-based workplaces. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *17*(14), 5250. https://doi.org/10.3390/ijerph17145250

Zhang, Y. Banihashemi, L. Versace, A. Samolyk, A., Abdelkader, M., Taylor, M., English, G., Schmithorst, V. J., Lee, V. K., Stiffler, R., Aslam, H., Panigrahy, A., Hipwell, A. E., & Phillips, M. L. (2025). Associations among white matter microstructural changes and the development of emotional reactivity and regulation in infancy. *Molecular Psychiatry*, *30*, 3168–3174. https://doi.org/10.1038/s41380-025-03025-w

Zivari Rahman M, Salehi K, Khodaei E, Moghadam Zadeh A, Hakimzadeh R (2024). Explaining the Role of Environmental Factors on the Scholastic Aptitude of Ninth-Grade Students. Iranian Journal of Learning and Memory, 6(24), 15–27. https://doi.org/10.22034/iepa.2024.412240.1438.

Zivari Rahman, M & Mahdizadeh, S. (2025). Structural Equation modeling of the relationship between emotional schemas and academic self-efficacy with the mediating role of academic emotions in high school girls. Journal of Psychological Science, 24(151), 245-262. https://doi.org/10.52547/JPS.24.151.245

Education and Exploration in Learning, Behavior and Cognition *Open Access*

Winter (2025) 1 (1): 87-98

https://doi.org/: 10.30473/elc.2026.77339.1007

ORIGINAL ARTICLE

Modeling the Mediating Role of Hardiness in the Relationship Between Leisure Time and Mental Health of the Elderly in Ahvaz

Hemmat Alla Bastami [1], Reza Mohamadi [2], Alireza Khalaf [3]

1. Assistant Professor, Department of Sports Management, Payame Noor University, Tehran, Iran.
2. PhD Student in Sports Management, Razi University, Kermanshah, Iran.
3. Master of Science in Sports Management, Payame Noor University of Garmsar, Semnan, Iran.

Correspondence:
Hemmat Alla Bastami
Email: bastami@pnu.ac.ir

Receive Date: 11/Oct/2025
Revise Date: 18/Nov/2025
Accept Date: 18/Dec/2025
Publish Date: 22/Dec/2025

Hw to cite:
Bastami, H.A. Mohamadi, R & Khalaf, A. (2025). Modeling the Mediating Role of Hardiness in the Relationship Between Leisure Time and Mental Health of the Elderly in Ahvaz, *Education and Exploration in Learning, Behavior and Cognition*, 1 (1), 87-98. https://doi.org/: 10.30473/elc.2026.77339.1007

ABSTRACT

The purpose of this study was to examine the effect of leisure time on mental health with the mediating role of hardiness among older adults in Ahvaz city. This research was applied in nature and employed a descriptive–correlational design using structural equation modeling. The statistical population consisted of older adults living in Ahvaz, from whom a sample was selected through convenience sampling. Data were collected using standardized questionnaires measuring leisure time, hardiness, and mental health. The validity and reliability of the instruments were confirmed. Data analysis was conducted using statistical software and structural equation modeling techniques. The results indicated that leisure time has a positive and significant direct effect on the mental health of older adults. In addition, hardiness showed a significant direct effect on mental health, and leisure time had a significant effect on hardiness. Furthermore, the findings revealed that hardiness plays a partial mediating role in the relationship between leisure time and mental health. The model fit indices demonstrated an acceptable fit of the proposed conceptual model. Overall, the findings suggest that increasing older adults' participation in leisure activities—particularly social and physical activities—along with strengthening positive psychological characteristics such as hardiness, can significantly improve their mental health. Therefore, planning and implementing structured leisure programs for older adults can be considered an effective strategy in sport management and health promotion policies for the aging population.

KEYWORDS

Leisure Time, Mental Health, Hardiness, Older Adults, Sport Management.

Copyright © 2025 The Authors. Published by Payame Noor University.
This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

آموزش و کاوش در یادگیری، رفتار و شناخت

سال اول، شماره اول، زمستان ۱۴۰۴ (۸۷-۹۸)

https://doi.org/: 10.30473/elc.2026.77339.1007

«مقاله پژوهشی»

مدل یابی نقش میانجی‌گر سخت رویی در رابطه بین اوقات‌فراغت و سلامت روان سالمندان شهر اهواز

همت الله بسطامی [۱]، رضا محمدی [۲]، علیرضا خلف [۳]

۱. استادیار، گروه مدیریت ورزشی، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران.

۲. دانشجوی دکترای مدیریت ورزشی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.

۳. کارشناس ارشد مدیریت ورزشی، دانشگاه پیام‌نور گرمسار، سمنان، ایران.

نویسنده مسئول:

همت الله بسطامی

رایانامه:bastami@pnu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۷/۱۹

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۸/۲۷

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۹/۲۷

تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۱۰/۰۱

استناد به این مقاله:

بسطامی، همت الله؛ محمدی، رضا و خلف، علیرضا. (۱۴۰۴). مدل یابی نقش میانجی‌گر سخت رویی در رابطه بین اوقات‌فراغت و سلامت روان سالمندان شهر اهواز، *فصلنامه آموزش و کاوش در یادگیری، رفتار و شناخت*، ۱ (۱)، ۸۷-۹۸.

چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر اوقات‌فراغت بر سلامت روان سالمندان با نقش میانجی سخت‌رویی در شهر اهواز بود. این پژوهش از نظر هدف کاربردی و از نظر روش توصیفی—همبستگی است که با استفاده از مدل‌یابی معادلات ساختاری انجام شد. جامعه آماری پژوهش را کلیه سالمندان شهر اهواز تشکیل دادند که از میان آنان نمونه‌ای به‌روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شد. ابزار گردآوری داده‌ها شامل پرسشنامه‌های استاندارد اوقات‌فراغت، سخت‌رویی و سلامت روان بود که روایی و پایایی آن‌ها تأیید گردید. داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای آماری و روش مدل‌یابی معادلات ساختاری تحلیل شدند. نتایج پژوهش نشان داد که اوقات‌فراغت تأثیر مستقیم و معناداری بر سلامت روان سالمندان دارد. همچنین، سخت‌رویی تأثیر مستقیم و معناداری بر سلامت روان و اوقات‌فراغت تأثیر معناداری بر سخت‌رویی سالمندان دارد. افزون بر این، نتایج تحلیل مسیر نشان داد که سخت‌رویی نقش میانجی جزئی در رابطه بین اوقات‌فراغت و سلامت روان سالمندان ایفا می‌کند. شاخص‌های برازش مدل نیز حاکی از برازش مطلوب مدل مفهومی پژوهش بودند. در مجموع، یافته‌های پژوهش نشان‌می‌دهد که ارتقای مشارکت سالمندان در فعالیت‌های اوقات‌فراغت، به‌ویژه فعالیت‌های اجتماعی و ورزشی، همراه با تقویت ویژگی‌های روان‌شناختی مثبت مانند سخت‌رویی، می‌تواند نقش مؤثری در بهبود سلامت روان سالمندان ایفا کند. بر این اساس، توجه به برنامه‌ریزی هدفمند اوقات‌فراغت سالمندان می‌تواند به‌عنوان راهبردی مهم در سیاست‌گذاری‌های حوزه مدیریت ورزشی و سلامت سالمندان مورد توجه قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی:

اوقات‌فراغت، سلامت روان، سخت‌رویی، سالمندان، مدیریت ورزشی.

حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۴ ©. ناشر این مقاله، دانشگاه پیام نور است.

این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.

Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

مقدمه

سالمندی یک فرآیند طبیعی است نه‌تنها باید خودمان را برای روبه‌رو شدن با این فرآیند تجهیز کنیم بلکه زمانی که با آن روبه‌رو شدیم از فرصت‌ها و چالش‌های موجود آن هم لذت ببریم. برای افزایش مشارکت سالمندان در جامعه یک برنامه‌ریزی و سازماندهی و سیاست مناسب لازم است. نمی‌توان فراموش کرد که سالمندان سهم با ارزشی از جامعه هستند، برای توسعه و پیشرفت یک کشور که با دانش انباشته شده و تجربه غنی‌شان در طول حضور فعال در شغل‌های مفید رشد کرده‌اند. بنابراین نسل جوان باید احترام و حمایت از سالمندان را جزء وظایف خود بداند (شعار،۱۳۹۱). شاخصی که در دوران سالمندی به مقدار زیادی افراد از آن بهره‌مند هستند، اوقات‌فراغت است. اوقات فراغتی که گاهی اوقات آن‌قدر زیاد است که باعث کلافگی می‌شود. مدیریت زمان در افراد سالمند با دیگر افراد متفاوت است، بنابراین هنگامی که از اوقات‌فراغت یک سالمند صحبت می‌کنیم باید بدانیم که یک سالمند توان میانسال‌ی و جوانی را ندارد و دیگران باید در استفاده اوقات‌فراغت به آنها کمک کنند که نتیجه‌ی آن نشاط و یا حتی یک منفعت مادی و معنوی می‌شود (شعار، ۱۳۹۹).

در دهه‌های اخیر، پدیده سالمندی جمعیت به یکی از چالش‌های اساسی جوامع انسانی تبدیل شده‌است و اغلب کشورها، به‌ویژه کشورهای درحال‌توسعه، با پیامدهای اجتماعی، اقتصادی و بهداشتی آن مواجه‌اند (بای و لی، ۲۰۲۰). افزایش امید به زندگی و کاهش نرخ باروری سبب شده‌است سهم جمعیت سالمندان در ساختار سنی جوامع به‌طور قابل‌توجهی افزایش یابد. در این میان، توجه سیاست‌گذاران و پژوهشگران از صرف افزایش طول عمر به‌سمت ارتقای کیفیت زندگی و سلامت روان سالمندان معطوف شده‌است (الکسیو و همکاران، ۲۰۱۸؛ گرسی و همکاران، ۲۰۲). افزایش جمعیت سالمندان یکی از مهم‌ترین تحولات جمعیتی در دهه‌های اخیر است که پیامدهای گسترده‌ای در ابعاد اجتماعی، اقتصادی و به‌ویژه سلامت روان به‌همراه دارد. سالمندی با تغییرات جسمانی، روان‌شناختی و اجتماعی متعددی همراه است که می‌تواند سلامت روان افراد را تحت‌تأثیر قرار دهد. گزارش‌های سازمان جهانی بهداشت نشان‌می‌دهد که اختلالاتی نظیر افسردگی، اضطراب و احساس تنهایی در میان سالمندان شیوع بالاتری نسبت به سایر گروه‌های سنی دارد (سازمان جهانی بهداشت، ۲۰۱۷). با افزایش سن به‌طور طبیعی مشکلاتی در سلامت جسمانی و روانی افراد ایجاد می‌شود که مراقبت‌های خاص خود را می‌طلبد و در صورت عدم توجه می‌تواند تأثیرات اجتماعی و اقتصادی قابل‌توجهی ایجاد کند (گوبنز و ون‌اسن، ۲۰۱۴). پیشگیری از هزینه‌های روانی و اقتصادی در دوران سالمندی تنها از طریق افزایش سلامت روانی افراد سالمند امکان‌پذیر است (بنگ و همکاران، ۲۰۱۷). سالمندان ۶۰ درصد از هزینه‌های مراقبت‌های بهداشتی، حدود ۳۵ درصد از ترخیص‌های بیمارستانی و ۴۷ درصد از روزهای بستری بیمارستانی را به خود اختصاص می‌دهند (ترابی و همکاران، ۱۳۹۷). افزایش سلامت روانی منجر به کاهش هزینه‌های مراقبت از سلامت می‌شود که به‌واسطه کاهش مراجعه به سیستم بهداشت و درمان، کاهش مصرف دارو و کاهش هزینه‌های درمانی محقق می‌شود (انجمن روانشناسی آمریکا، ۲۰۱۳). ازاین‌رو، شناسایی عوامل مؤثر بر ارتقای سلامت روان سالمندان به یکی از اولویت‌های پژوهشی در حوزه مدیریت ورزشی و سلامت اجتماعی تبدیل شده‌است.

سلامت روان به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های اساسی کیفیت زندگی، نقش تعیین‌کننده‌ای در سازگاری سالمندان با تغییرات زیستی، روانی و اجتماعی دوران سالمندی دارد. مطالعات نشان داده‌اند که با افزایش سن، احتمال بروز مشکلاتی نظیر افسردگی، اضطراب، احساس تنهایی و کاهش رضایت از زندگی افزایش می‌یابد که می‌تواند به افت عملکرد فردی و اجتماعی سالمندان منجر شود (دمیردل و همکاران، ۲۰۱۸). در پژوهش‌های داخلی نیز سطح سلامت روان سالمندان در بسیاری از موارد نامطلوب گزارش شده‌است (میراندا، سیلس و سیلوا، ۲۰۱۶؛ کاظمی، سجادی و بهرامی، ۱۳۹۸). از نظر کامئو فردی از سلامت روانی برخوردار است که از اضطراب و علائم ناتوانی به‌دور باشد، ارتباط سازنده با دیگران برقرار سازد و نیز قادر به مقابله با فشارهای زندگی باشد. سلامت روانی یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر در ارتقا و تکامل انسان‌ها محسوب‌می‌شود این امر به‌ویژه در سالمندان از اهمیت بسیاری برخوردار است.

در میان عوامل مؤثر بر سلامت روان، اوقات‌فراغت و نحوه گذراندن آن به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های مهم سبک زندگی سالمندان، نقش تعیین‌کننده‌ای در بهبود سلامت روان و کیفیت زندگی آنان ایفا می‌کند. پژوهش‌های مختلف نشان داده‌اند که مشارکت در فعالیت‌های فراغتی، به‌ویژه فعالیت‌های بدنی و اجتماعی، موجب کاهش افسردگی، افزایش شادکامی و ارتقای سلامت روان سالمندان می‌شود (لی و فرارو، ۲۰۱۶؛ فنگ و همکاران، ۲۰۱۵). در مطالعات داخلی نیز نتایج حاکی از آن است که سالمندانی که اوقات‌فراغت فعال‌تری دارند، از سلامت روان بالاتری برخوردارند (هاشمی و عینی، ۱۳۹۸؛ اندامی‌خشک، ۱۳۹۶).

شواهد پژوهشی نشان‌می‌دهد که مشارکت منظم در فعالیت‌های بدنی و ورزشی در اوقات‌فراغت با کاهش علائم افسردگی، اضطراب و استرس و افزایش احساس شادکامی و رضایت از زندگی همراه است (حیدری و همکاران، ۲۰۱۹؛ صفری، ۱۳۹۹). در این راستا، پژوهش جان‌دوتیر و همکاران (۲۰۱۰) نشان داد افرادی که در زمان اوقات‌فراغت به فعالیت‌های بدنی متوسط تا شدید می‌پردازند، در مقایسه با افراد کم‌تحرک، از سلامت روان بالاتری برخوردارند. همچنین تریستان و همکاران (۲۰۱۳) گزارش کردند که فعالیت بدنی منظم در اوقات‌فراغت می‌تواند علاوه بر بهبود سلامت روان، موجب تثبیت موقعیت اجتماعی افراد شود. بااین‌حال، برخی پژوهش‌ها حاکی از آن است که صرف مشارکت در فعالیت‌های اوقات‌فراغت، بدون توجه به ویژگی‌های فردی، لزوماً به بهبود سلامت روان منجر نمی‌شود و عوامل شخصیتی می‌توانند در این رابطه نقش تعیین‌کننده‌ای داشته‌باشند.

با وجود این، پژوهشگران بر این باورند که تأثیر اوقات‌فراغت بر سلامت روان، تنها یک رابطه مستقیم نیست و متغیرهای روان‌شناختی می‌توانند این رابطه را تبیین کنند. یکی از این متغیرها سخت‌رویی روان‌شناختی است که به‌عنوان مجموعه‌ای از ویژگی‌های شخصیتی شامل تعهد، کنترل و چالش‌پذیری تعریف می‌شود (مَدی، ۲۰۰۴). افراد سخت‌رو در مواجهه با فشارها و تنش‌های زندگی، توانایی بیشتری برای سازگاری و حفظ سلامت روان دارند. نتایج پژوهش‌ها نشان‌می‌دهد که سخت‌رویی با کاهش پیامدهای منفی استرس و افزایش سلامت روان سالمندان رابطه معناداری دارد (هیون و همکاران، ۲۰۱۸؛ حسینی‌زاره و همکاران، ۱۴۰۰).

یکی از این عوامل، سخت‌رویی به‌عنوان یک ویژگی شخصیتی مثبت است که شامل مؤلفه‌های تعهد، کنترل و مبارزه‌طلبی می‌باشد (مَدی، ۲۰۰۴). افراد سخت‌رو، تغییرات و فشارهای زندگی را نه به‌عنوان تهدید، بلکه به‌عنوان فرصت‌هایی برای رشد و یادگیری تلقی می‌کنند. پژوهش‌ها نشان داده‌اند که سخت‌رویی به‌عنوان یک عامل محافظتی، می‌تواند آثار منفی استرس را کاهش داده و سلامت روان را ارتقا دهد (ژنگ و همکاران، ۲۰۱۸؛ ونگر و همکاران ۲۰۲۰). در مطالعات داخلی نیز نقش مثبت سخت‌رویی در بهبود سلامت روان گزارش شده‌است (سهرابی، ۱۳۹۸؛ حاج‌هاشمی و همکاران، ۲۰۲۱). رویکردهای نوین در روان‌شناسی ورزشی بر این باورند که روابط بین متغیرهای روان‌شناختی غالباً پیچیده و غیرخطی است و متغیرهای میانجی می‌توانند شدت و جهت این روابط را تغییر دهند. در این چارچوب، برخی پژوهش‌ها نشان داده‌اند که سخت‌رویی می‌تواند نقش میانجی در ارتباط بین فعالیت‌های بدنی و پیامدهای روان‌شناختی ایفا کند (ونگر و همکاران ۲۰۲۰). بااین‌حال، بررسی پیشینه پژوهش نشان‌می‌دهد که اگرچه مطالعاتی به بررسی رابطه مستقیم اوقات‌فراغت و سلامت روان پرداخته‌اند، نقش میانجی سخت‌رویی در این رابطه، به‌ویژه در میان سالمندان، کمتر مورد توجه قرار گرفته است.

در طرف مقابل، اهمیت بررسی وضعیت اوقات‌فراغت و تفریحات و سخت رویی از آنجاست که این قشر جامعه با توجه به عواملی چون ورود به دوره بازنشستگی، عدم اشتغال به کار، تنها بودن، فقدان حمایت اجتماعی، صنعتی شدن جوامع و انفکاک عاطفی– روانی افراد خانواده در معرض خطر و تهدید قرار دارند.

به‌منظور ارتقای سلامت روان و طراحی مداخلات مناسب، می‌بایست روابط مستقیم و غیرمستقیم این متغیر محوری با عوامل مرتبط با آن مشخص شود. ارائه مدل‌ها و راهکارهایی به‌منظور ارتقای سلامت روان می‌تواند نتایج نظری و عملی معناداری در جهت بهبود وضعیت زندگی سالمندان و پیشگیری از هزینه‌های اجتماعی – اقتصادی به‌دنبال داشته‌باشد؛ اهمیت این مطالعه از دید نظری ارائه مدل اوقات‌فراغت – سلامت روان سالمندان به درک پژوهشگران نسبت به رابطه اوقات‌فراغت با

سلامت روان طی دوران سالمندی و همچنین روشن ساختن نقش متغیر سخت رویی در این رابطه‌یاری می‌رساند و زمینه را برای ارائه یک مدل نظری جامع در آینده فراهم می‌سازد. از دید کاربردی، با به کار بردن مدل مذکور در جهت میانجی‌گری، علاوه بر ارتقای سلامت روان این گروه آسیب‌پذیر، سبب کاهش فشار و هزینه‌های سیستم مراقبتی و درمانی می‌شود در نتیجه فشار و هزینه کمتری به سیستم بهداشتی و درمانی و همچنین خانواده‌ها تحمیل می‌گردد. در مجموع انجام پژوهش به‌دلیل کمبود مطالعات انجام شده در این زمینه حاضر می‌تواند راهنمای برنامه‌ریزان و مدیران سازمان بهزیستی کشور باشد، تا با بهره‌گیری از این موارد اهداف خانه سالمندان را در جهت دستیابی به مطلوبیت‌های اساسی آن هدایت کنند.

افزون بر این، بخش عمده‌ای از پژوهش‌های انجام‌شده در این حوزه در جوامع غیر سالمند یا در بسترهای فرهنگی متفاوت انجام‌شده‌اند و مطالعات اندکی به‌طور خاص به سالمندان ایرانی پرداخته‌اند. این خلأ پژوهشی ضرورت انجام مطالعاتی را که به تبیین روابط مستقیم و غیرمستقیم بین اوقات‌فراغت، سخت‌رویی و سلامت روان سالمندان می‌پردازد، بیش‌ازپیش آشکار می‌سازد.

بر این اساس، پژوهش حاضر با هدف مدل یابی نقش میانجی سخت‌رویی در رابطه بین اوقات‌فراغت و سلامت روان سالمندان شهر اهواز انجام شده‌است. این مطالعه می‌کوشد با بهره‌گیری از مدل‌یابی معادلات ساختاری، روابط علّی مستقیم و غیرمستقیم بین متغیرهای پژوهش را بررسی نماید. انتظار می‌رود یافته‌های این پژوهش، علاوه بر توسعه ادبیات نظری حوزه مدیریت ورزشی و سالمندی، شواهد علمی معتبری را برای برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری در زمینه طراحی برنامه‌های ورزشی و تفریحی سالمندان با هدف ارتقای سلامت روان فراهم آورد.

روش

پژوهش حاضر با هدف مدل یابی نقش میانجی سخت‌رویی در رابطه بین اوقات‌فراغت و سلامت روان سالمندان شهر اهواز، با رویکرد کاربردی و به‌روش توصیفی—همبستگی از نوع مدل‌یابی معادلات ساختاری انجام شد. جامعه آماری پژوهش را کلیه سالمندان ساکن شهر اهواز تشکیل دادند که بر اساس آمار مراکز نگهداری و سراهای محله، ۶۰۰ نفر برآورد گردید. از این جامعه، تعداد ۲۲۴ نفر با استفاده از جدول کرجسی و مورگان (۱۹۷۰) و به‌روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. معیارهای ورود به مطالعه شامل سن ۶۰ سال و بالاتر، سواد خواندن و نوشتن، عدم ابتلا به اختلالات شناختی و بیماری‌های صعب‌العلاج و تمایل به مشارکت داوطلبانه بود. ابزارهای گردآوری داده‌ها شامل سه پرسش نامه استاندارد بودند: پرسش‌نامه اوقات‌فراغت گولد و همکاران (۲۰۰۸) با ۲۵ گویه و پنج مؤلفه پشتکار، تلاش، حرفه، آداب و رسوم و هویت؛ مقیاس سخت‌رویی کوباسا (۱۹۸۲) با ۲۰ گویه و سه مؤلفه تعهد، کنترل و مبارزه‌جویی؛ و پرسش‌نامه سلامت عمومی (GHQ-28) گلدبرگ و ویلیامز (۱۹۸۸) با ۲۸ گویه و چهار مؤلفه علائم جسمانی، اضطراب، اختلال در کارکرد اجتماعی و افسردگی. روایی محتوایی ابزارها با بهره‌گیری از نظر پنج نفر از متخصصان حوزه مدیریت ورزشی و روان‌شناسی سالمندی تأیید گردید. پایایی پرسشنامه‌ها با استفاده از ضریب آلفا کرونباخ محاسبه شد که برای پرسشنامه‌های اوقات‌فراغت (۸۸/۰)، سخت‌رویی (۸۷/۰) و سلامت روان (۹۱/۰) به‌دست آمد، همگی حاکی از قابلیت اعتماد مطلوب ابزارها بودند. پس از اخذ مجوزهای لازم، پرسشنامه‌ها در میان سالمندان واجد شرایط توزیع شد. پیش از تکمیل پرسشنامه‌ها، هدف پژوهش برای شرکت‌کنندگان توضیح داده شد و بر محرمانه بودن اطلاعات و استفاده از داده‌ها صرفاً در چارچوب پژوهش تأکید گردید. مشارکت در پژوهش کاملاً داوطلبانه بوده و اصول اخلاق پژوهش رعایت شد. داده‌های گردآوری‌شده در دو سطح توصیفی و استنباطی تحلیل شدند. در سطح توصیفی، شاخص‌هایی نظیر میانگین، انحراف‌معیار و فراوانی محاسبه گردید. در سطح استنباطی نیز از مدل‌یابی معادلات ساختاری بهره‌گیری از نرم‌افزارهای SPSS24 نسخه ۲۶ و AMOS استفاده شد. برای ارزیابی برازش مدل مفهومی، شاخص‌های نسبت مجذور کای به درجه آزادی (χ^2/df)، شاخص نیکویی برازش (GFI)، شاخص برازش تطبیقی (CFI)، شاخص برازش هنجار شده (NFI) و ریشه میانگین مربعات خطای برآورد (RMSEA) مورد استفاده قرار گرفتند. معناداری اثرات غیرمستقیم نیز با استفاده از روش بوت‌استرپ با ۵۰۰۰ نمونه‌گیری مجدد بررسی شد.

یافته‌ها

در این بخش ابتدا آمار توصیفی متغیرهای جمعیت‌شناختی پرداخته شده‌است.
گزارش شده و در ادامه به آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

جدول (۱). نتایج توزیع فراوانی نمونه پژوهش برحسب متغیرهای جمعیت‌شناختی

متغیر	سنجه	فراوانی	درصد
جنسیت	زن	۱۲۲	۵۴/۵
	مرد	۱۰۲	۴۵/۵
وضعیت تاهل	متاهل	۱۴۶	۶۵
	مجرد	۱	۰/۴
	بیوه	۶۰	۲۶/۸
	مطلقه	۱۷	۷/۶
وضعیت بیماری	بیمار	۱۵۹	۷۱/۰
	فاقد بیماری	۶۵	۲۹/۰
تحصیلات	ابتدایی	۱۲۱	۵۴/۰
	راهنمایی	۴۱	۱۸/۳
	دبیرستان	۵۰	۲۲/۳
	دانشگاه	۱۲	۵/۴
شغل	نیروهای مسلح	۶	۲/۷
	خدمات‌درمانی	۷۴	۳۳/۰
	تأمین اجتماعی	۵۶	۲۵/۰
	سایر	۸۰	۳۵/۷
منابع تأمین مالی	فاقد بیمه	۸	۳/۶
	فرزندان	۲۵	۱۱/۲
	بازنشسته	۱۳۸	۶۱/۶
	شاغل	۲۶	۱۱/۶
	کمیته‌امداد	۵	۲/۲
	فاقد منبع	۳۰	۱۳/۴

قبل از تحلیل استنباطی فرضیه‌های پژوهش، لازم است که آزمون نرمال بودن متغیرهای پژوهش با استفاده از آزمون کلموگروف–اسمیرنف بررسی شود که نتایج آن در جدول (۲) ارائه شده‌است.

جدول (۲). خلاصه نتایج آزمون نرمال بودن متغیرهای پژوهش

متغیر	مؤلفه‌ها	آماره آزمون Z	خطای آزمون (Sig.)	نتیجه
اوقات‌فراغت	پشتکار	۰/۹۱۴	۰/۰۷۹	تایید
	تلاش	۰/۹۱۴	۰/۳۴۵	تایید
	حرفه	۰/۹۸۵	۰/۲۳۴	تایید
	آداب و رسوم	۰/۹۳۸	۰/۲۳۵	تایید
	هویت	۰/۹۶۲	۰/۶۴۸	تایید
	اوقات‌فراغت	۰/۹۶۸	۰/۲۵۹	تایید
سلامت روان	سلامت عمومی (علائم جسمانی)	۰/۹۱۲	۰/۰۷۹	تایید
	اضطراب	۰/۹۳۵	۰/۳۲۱	تایید
	اختلال عملکرد اجتماعی	۰/۹۴۵	۰/۸۲۱	تایید
	افسردگی	۰/۹۷۴	۰/۶۶۳	تایید

	سلامت روان	۰/۹۳۲	۰/۱۵۲	تایید
سخت رویی	تعهد	۰/۹۲۸	۰/۰۹۱	تایید
	کنترل	۰/۸۷۸	۰/۱۸۷	تایید
	مبارزه‌جویی	۰/۹۱۱	۰/۱۴۷	تایید
	سخت رویی	۰/۹۱۴	۰/۴۸۵	تایید
	سطح قابل‌قبول و مطلوب		>۰/۰۵	

نتایج جدول (۲) نشان‌می‌دهد که تمام متغیرهای پژوهش (سلامت روان، اوقات‌فراغت، سخت رویی) و مولفه‌های آنها دارای مقدارخطای آزمون نرمال بزرگ‌تر از سطح معنی داری ۰/۰۵ می‌باشند. بنابراین، با اطمینان ۹۵ درصد توزیع این متغیرها نرمال بوده و لذا از آزمون‌های پارامتری برای تحلیل داده‌های و فرضیه‌های پژوهش می‌توان استفاده‌کرد.

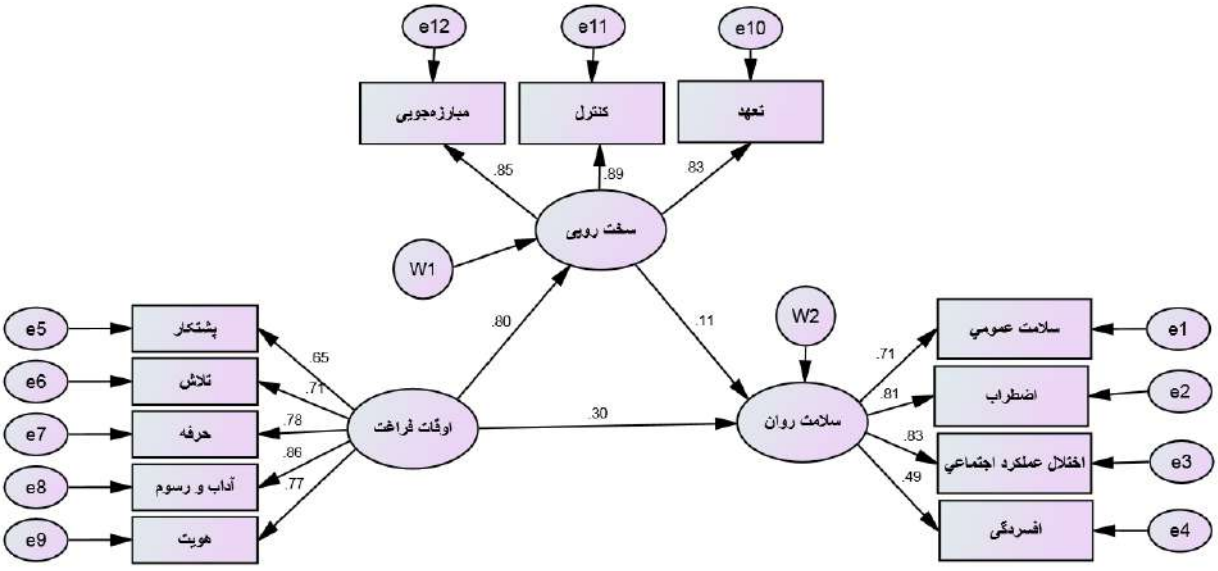
برای آزمون فرضیه اصلی پژوهش و بررسی روابط بین متغیرهای اوقات‌فراغت، سخت‌رویی و سلامت روان، از مدل یابی معادلات ساختاری استفاده شد. نتایج شاخص‌های برازش مدل نشان داد که مدل مفهومی پژوهش از برازش مناسبی برخوردار است.

جدول (۳). شاخص‌های برازش مدل معادلات ساختاری

مدل	$\chi 2$	DF	$\chi 2/DF$	RMSEA	GFI	CFI	NFI
مدل پژوهش	۹۹/۹۲۸	۵۲	۱/۹۲۲	۰/۰۷۲	۰/۹۱۵	۰/۹۵۸	۰/۹۱۸

مطابق نتایج ارائه‌شده در جدول (۳)، مقادیر شاخص‌های RMSEA، GFI، CFIو NFI همگی در دامنه قابل‌قبول قرار دارند. همچنین، نسبت χ^2 به درجه آزادی کمتر از حد آستانه بوده که نشان‌دهنده برازش مطلوب مدل است. افزون بر این، کلیه بارهای عاملی مربوط به گویه‌ها و ابعاد متغیرهای پژوهش بزرگ‌تر از ۰/۰۸ گزارش‌شده‌اند که بیانگر قدرت تبیین‌کنندگی مناسب سازه‌های مدل می‌باشد.

در نمودارهای (۱) و (۲) نتایج برآورد ضرایب مسیر و بارهای عاملی ارزندگی مدل سلامت روان سالمندان شهر اهواز بر اساس اوقات‌فراغت با نقش میانجی‌گری سخت رویی با تخمین استاندارد نمایش داده‌شده‌است



نمودار(۱). نتایج ضرایب مسیر و بار عاملی مدل سلامت روان سالمندان شهر اهواز بر اساس اوقات‌فراغت با نقش میانجی‌گری سخت رویی با تخمین استاندارد

نمودارهای (۱) نشان می‌دهند کلیه‌ی بارهای عاملی بین گویه‌ها، ابعاد و متغیر مرتبط با آنها برای همه کلیه‌ی مولفه‌های مدل سلامت روان سالمندان شهر اهواز بر اساس اوقات‌فراغت با نقش میانجی‌گری سخت رویی بزرگ‌تر از ۰/۳۰ و در خیلی از موارد بزرگ‌تر از ۰/۶۰ می‌باشد. در نتیجه، قدرت رابطه و قدرت تبیین‌کنندگی برای هر متغیر با بعد و گویه‌های آن در مدل سلامت روان سالمندان شهر اهواز بر اساس اوقات‌فراغت با نقش میانجی‌گری سخت رویی مطلوب و مناسب بوده است.

بنابراین، کلیه گویه‌ها (سؤالات) به کار گرفته در تحقیق، قدرت تبیین‌کنندگی مورد نظر را برای مدل سلامت روان سالمندان شهر اهواز بر اساس اوقات‌فراغت با نقش میانجی‌گری سخت رویی مورد نظر داشته‌اند و با توجه به نتایج مشخصه‌های برازندگی، ضرایب آلفا کرونباخ گزارش شده و بار عاملی و C.R. ، ابزار گردآوری داده‌ها مدل سلامت روان سالمندان شهر اهواز بر اساس اوقات‌فراغت با نقش میانجی‌گری سخت رویی دارای ویژگی‌های فنی (قابلیت اعتماد و اعتبار) در سطح بسیار خوب و مطلوبی می‌باشد.

نتایج تحلیل مسیر نشان داد که اوقات‌فراغت به‌صورت علّی و مستقیم بر سلامت روان سالمندان شهر اهواز تأثیر معنادار دارد. ضریب مسیر استاندارد این رابطه مثبت و مقدار آماره C.R. در سطح معناداری ۰/۰۵ تأیید شد. این یافته نشان‌می‌دهد که با افزایش مشارکت سالمندان در فعالیت‌های اوقات‌فراغت، سطح سلامت روان آنان بهبود می‌یابد.

یافته‌ها نشان داد که سخت‌رویی تأثیر مستقیم و معناداری بر سلامت روان سالمندان دارد. سالمندانی که از سطح بالاتری از سخت‌رویی برخوردارند، سلامت روان مطلوب‌تری را تجربه می‌کنند. این نتیجه نقش سخت‌رویی را به‌عنوان یک عامل محافظتی در برابر فشارهای روانی دوران سالمندی تأیید می‌کند.

نتایج تحلیل مسیر نشان داد که اوقات‌فراغت به‌صورت علّی و مستقیم بر سخت‌رویی سالمندان تأثیرگذار است. ضریب مسیر استاندارد این رابطه بالا گزارش شد که نشان‌دهنده نقش مؤثر فعالیت‌های اوقات‌فراغت در تقویت ویژگی‌های شخصیتی مثبت سالمندان می‌باشد.

به‌منظور بررسی نقش میانجی سخت‌رویی در رابطه بین اوقات‌فراغت و سلامت روان، اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل مورد تحلیل قرار گرفت. نتایج نشان داد که اثر غیرمستقیم اوقات‌فراغت بر سلامت روان از طریق سخت‌رویی در سطح خطای ۰/۰۵ معنادار است.

جدول (٤). اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل اوقات‌فراغت بر سلامت روان با نقش میانجی سخت‌رویی

مسیر			برآورد	اثر مستقیم	اثر غیرمستقیم	اثر کل
مستقل	میانجی	وابسته				
اوقات‌فراغت ← سخت رویی ← سلامت روان			غیر استاندارد	۰/۲۹۲	۰/۰۸۶	۰/۳۷۸
			استاندارد	۰/۳۰۲	۰/۰۸۹	۰/۳۹۰
			خطای استاندارد			
			C.R.	۲/۸۳۵	۲/۲۱۳	۵/۹۲۶
			Sig.	۰/۰۳۶	۰/۰۴۸	***
			نتیجه (نقش): میانجی			Partial Mediation

مطابق نتایج ارائه‌شده در جدول (۴)، اثر غیرمستقیم استاندارد اوقات‌فراغت بر سلامت روان برابر با ۰/۰۸۹ و اثر کل این متغیر برابر با ۰/۳۹۰ گزارش شد که در مقایسه با اثر مستقیم (۰/۳۰۲) افزایش قابل توجهی را نشان‌می‌دهد. بر این اساس، نقش میانجی سخت‌رویی به‌صورت جزئی(Partial Mediation) در مدل سلامت روان سالمندان شهر اهواز تأیید گردید.

به‌طور کلی، نتایج پژوهش نشان داد که مدل سلامت روان سالمندان شهر اهواز بر اساس اوقات‌فراغت با نقش میانجی سخت‌رویی از برازش مطلوبی برخوردار است و کلیه فرضیه‌های پژوهش در سطح معناداری مورد تأیید قرار گرفتند. این یافته‌ها مبنای لازم برای تبیین نظری نتایج و مقایسه آن‌ها با پژوهش‌های همسو و ناهمسو در بخش بحث و نتیجه‌گیری را فراهم می‌سازد.

از این رو، پیشنهاد می‌شود مدیران و سیاست‌گذاران حوزه مدیریت ورزشی و سلامت سالمندان، برنامه‌های اوقات‌فراغت را به‌صورت هدفمند و مبتنی بر تقویت ویژگی‌های روان‌شناختی مثبت طراحی و اجرا نمایند.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف آزمون مدل علّی تأثیر اوقات‌فراغت بر سلامت روان سالمندان با میانجی‌گری سخت‌رویی در شهر اهواز انجام شد. یافته‌ها ضمن تأیید برازش مطلوب مدل مفهومی (شاخص‌های برازش χ^2/df، CFI، RMSEA و SRMR) در دامنه قابل‌قبول، نشان دادند که تمامی مسیرهای مستقیم و غیرمستقیم فرضیه‌شده از لحاظ آماری معنادار هستند. در این بخش، یافته‌ها در چارچوب مبانی نظری و با رویکردی انتقادی نسبت به پیشینه همسو و ناهمسو، تحلیل و تفسیر می‌شوند.

تأثیر مستقیم اوقات‌فراغت بر سلامت روان سالمندان: تبیین مکانیسم‌های رفتاری-زیست‌شناختی

یافته پژوهش مبنی بر تأثیر مستقیم، مثبت و معنادار اوقات‌فراغت بر سلامت روان سالمندان با نظریه فعالیت (Havighurst, 1961) و نظریه پیوستگی(Atchley, 1989) همخوانی دارد. بر اساس نظریه فعالیت، حفظ نقش‌های اجتماعی و مشارکت فعال در زندگی، جانشینی برای نقش‌های ازدست‌رفته در دوران سالمندی ایجاد کرده و از طریق افزایش انسجام اجتماعی، سلامت روان را تقویت می‌کند. از منظر زیست‌شناختی، فعالیت‌های فراغتی منظم از طریق تنظیم محور هیپوتالاموس-هیپوفیز-آدرنال (HPA axis) و کاهش سطح کورتیزول پایه، زمینه را برای کاهش علائم اضطراب و افسردگی فراهم می‌آورند (فنگ و همکاران، ۲۰۲۰). همسویی یافته حاضر با پژوهش‌های بین‌المللی (لی و فرارو، ۲۰۱۶؛ فنگ و همکاران، ۲۰۲۰) و داخلی (هاشمی و عینی، ۱۳۹۸) نشان‌دهنده پایداری فرافرهنگی این رابطه است، مشروط بر آنکه فعالیت‌های فراغتی دارای کیفیت تعامل اجتماعی و حس مفیدبودن باشند. در مقابل، پژوهش‌هایی که تأثیر غیر معنادار یا ضعیف گزارش کرده‌اند، اغلب بر کمیت فعالیت‌ها (صرف زمان) تمرکز داشته‌اند و نوع فعالیت (فعال در برابر منفعل) و ساختار معنایی آن را لحاظ نکرده‌اند. این ناهمخوانی روش‌شناختی، لزوم تمایز میان "اوقات‌فراغت کمی" و "اوقات‌فراغت کیفی" را در مطالعات آتی برجسته می‌سازد.

یافته پژوهش حاکی از تأثیر مستقیم و معنادار سخت‌رویی بر سلامت روان سالمندان بود که با مدل وجودی مَدی ۲۰۰۴ و نظریه ارزیابی شناختی لازاروس[1] قابل تبیین است. سخت‌رویی به‌عنوان یک منبع درونی، فرایند ارزیابی اولیه و ثانویه را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد: سالمندان دارای سخت‌رویی بالا، رویدادهای تنش‌زای مرتبط با سالمندی (نظیر کاهش استقلال، بازنشستگی، فقدان همسر) را کمتر تهدیدآمیز و قابل‌کنترل‌تر ادراک می‌کنند و از راهبردهای مقابله مسئله‌مدار به‌جای هیجان‌مدار استفاده می‌کنند

همسویی این یافته با پژوهش‌های هیون و همکاران (۲۰۱۸) و حسینی‌زاره و همکاران (۱۴۰۰) نشان‌دهنده نقش محافظت‌کننده سخت‌رویی در برابر آسیب‌های روان‌شناختی دوران سالمندی است. با این حال، برخی پژوهش‌ها رابطه مستقیم را تأیید نکرده و به نقش تعدیل‌گر متغیرهای زمینه‌ای مانند حمایت اجتماعی ساختاری و وضعیت اقتصادی-اجتماعی اشاره‌کرده‌اند (کیم و لی ۲۰۱۹). عدم واردسازی این متغیرهای تعدیل‌گر در مدل پژوهش حاضر، یکی از محدودیت‌هایی است که می‌تواند تبیین‌گر تفاوت‌های مشاهده‌شده با چنین پژوهش‌هایی باشد.

یکی دیگر از یافته‌های پژوهش نشان داد که اوقات‌فراغت تأثیر مثبت و معناداری بر سخت‌رویی سالمندان دارد. این یافته از منظر روان‌شناسی رشد در بزرگسالی قابل‌تفسیر است: فعالیت‌های فراغتی که مستلزم حل مسئله، پایداری در مواجهه با موانع و تعامل بین‌فردی هستند، بستری برای بازآموزی مؤلفه‌های سه‌گانه سخت‌رویی (تعهد، کنترل، چالش‌طلبی) فراهم می‌آورند (تریستان، ۲۰۱۳). از این منظر، اوقات‌فراغت نه صرفاً یک فعالیت گذران‌وقت، بلکه به مثابه محیط غنی‌شده عمل می‌کند که انعطاف‌پذیری شناختی و رفتاری را ارتقا می‌بخشد. همسویی این یافته با پژوهش اندامی‌خشک (۱۳۹۶) در بافت فرهنگی ایران، نشان‌دهنده پایداری این رابطه در نمونه‌های داخلی است. در مقابل، پژوهش‌هایی که تأثیر محدودتر یا غیر معنادار گزارش کرده‌اند عمدتاً بر فعالیت‌های انفعالی و فردی متمرکز بوده‌اند. این امر مؤید آن است که نوع فعالیت‌های فراغتی (گروهی در برابر فردی، فعال در برابر انفعالی، هدفمند در برابر غیرهدفمند) نقش تعیین‌کننده‌ای در میزان تأثیرگذاری بر ساختارهای شخصیتی نظیر سخت‌رویی دارد (لی؛ ۲۰۱۹)

از یافته‌های برجسته پژوهش حاضر، تأیید نقش میانجی جزئی سخت‌رویی در رابطه بین اوقات‌فراغت و سلامت روان بود. این یافته از لحاظ نظری با مدل منابع چندگانه سلامت روان[2] و

1. Lazarus & Folkman

2. Multiple Resource Model

رویکرد مثبت‌نگر[1] همسوست که بر اساس آن، عوامل رفتاری مانند اوقات‌فراغت از طریق ارتقای منابع درونی روان‌شناختی (نظیر سخت‌رویی، خودکارآمدی و امید) به پیامدهای سلامت روان منجر می‌شوند (کنده، ۲۰۲). وجود میانجی‌گری جزئی بدان معناست که اوقات‌فراغت به‌طور مستقیم سلامت روان را بهبود می‌بخشد. بخشی از تأثیر اوقات‌فراغت از طریق افزایش سطح سخت‌رویی اعمال می‌شود این یافته از منظر مداخلات روان‌شناختی دارای تلویحات مهمی است: برنامه‌های ارتقای سلامت روان سالمندان که صرفاً بر افزایش فعالیت‌های فراغتی تمرکز دارند، از پتانسیل کامل خود بهره نمی‌برند. بلکه طراحی مداخلاتی که هم‌زمان بر افزایش فعالیت‌های فراغتی و تقویت مؤلفه‌های سخت‌رویی (آموزش بازسازی شناختی، تقویت حس کنترل، مواجهه‌سازی تدریجی با چالش‌ها) متمرکز باشند، می‌توانند اثربخشی بیشتری داشته‌باشند .همسویی این یافته با پژوهش‌های (کنده،۲۰۲۰؛ و رحیمی و محمدی، ۱۴۰۰) نشان‌دهنده ثبات نسبی این سازوکار واسطه‌ای در بافت‌های فرهنگی مختلف است. در مقابل، پژوهش‌هایی که نقش میانجی سخت‌رویی را تأیید نکرده‌اند، اغلب از روش‌های سنتی تحلیل میانجی (نظیر رویکرد بارون و کنی) استفاده کرده‌اند که نسبت به روش‌های مبتنی بر بوت‌استرپ از توان آماری کمتری برای شناسایی اثرات غیرمستقیم برخوردارند. بنابراین، تفاوت در روش تحلیل داده‌ها می‌تواند توجیه‌گر بخشی از ناهمسویی‌های موجود در پیشینه باشد .نتیجه‌گیری جامع و تلویحات نظری-کاربردی به‌طور کلی، یافته‌های پژوهش حاضر از یک مدل میانجی‌گر جزئی حمایت می‌کنند که در آن اوقات‌فراغت از دو مسیر بر سلامت روان سالمندان تأثیر می‌گذارد: مسیر مستقیم (رفتاری-زیست‌شناختی) و مسیر غیرمستقیم (از طریق تقویت سخت‌رویی به‌عنوان یک منبع درونی روان‌شناختی). این یافته‌ها از لحاظ نظری، تلویحات زیر را به‌همراه دارند :توسعه نظریه فعالیت: نظریه فعالیت در صورتی که با مؤلفه‌های روان‌شناختی مثبت (نظیر سخت‌رویی) ترکیب شود، قدرت تبیین‌کنندگی بیشتری در پیش‌بینی سلامت روان سالمندان خواهد داشت.

محدودیت‌های پژوهش

پژوهش حاضر، همانند سایر پژوهش‌های علمی، با محدودیت‌هایی همراه بوده است که توجه به آن‌ها می‌تواند در تفسیر نتایج مؤثر باشد. نخست، جامعه آماری پژوهش محدود به سالمندان شهر اهواز بوده است؛ از این رو، تعمیم نتایج به سالمندان سایر شهرها و مناطق کشور باید با احتیاط صورت گیرد، زیرا شرایط فرهنگی، اجتماعی و اقتصادی می‌تواند بر الگوهای اوقات‌فراغت و سلامت روان سالمندان تأثیرگذار باشد. دوم، استفاده از ابزارهای خودگزارشی برای جمع‌آوری داده‌ها از دیگر محدودیت‌های پژوهش محسوب‌می‌شود. هرچند ابزارهای مورد استفاده از روایی و پایایی مناسبی برخوردار بوده‌اند، اما احتمال بروز خطاهایی نظیر تمایل پاسخ‌دهندگان به ارائه پاسخ‌های اجتماعی‌پسند و یا عدم دقت کامل در پاسخ‌گویی وجود دارد. سوم، از آنجا که داده‌ها در یک مقطع زمانی جمع‌آوری‌شده‌اند، امکان بررسی تغییرات متغیرها در طول زمان و استنباط روابط علّی پایدار میان آن‌ها فراهم نبوده است. انجام پژوهش‌های طولی می‌تواند درک عمیق‌تری از روابط بین اوقات‌فراغت، سخت‌رویی و سلامت روان سالمندان ارائه دهد. چهارم، در این پژوهش تمرکز بر متغیرهای اوقات‌فراغت، سخت‌رویی و سلامت روان بوده و سایر متغیرهای تأثیرگذار مانند حمایت اجتماعی، وضعیت اقتصادی، شرایط جسمانی و سبک زندگی سالمندان به‌طور مستقیم مورد بررسی قرار نگرفته‌اند. این موضوع می‌تواند بخشی از واریانس سلامت روان سالمندان را تبیین‌نشده باقی گذاشته باشد. در نهایت، محدودیت‌های اجرایی از جمله دسترسی دشوار به برخی سالمندان و شرایط جسمانی یا روانی آنان در زمان جمع‌آوری داده‌ها، از دیگر محدودیت‌های پژوهش محسوب‌می‌شود که می‌تواند بر فرآیند گردآوری داده‌ها تأثیر گذاشته باشد.

پیشنهادهای پژوهش

یکپارچگی رویکردهای رفتاری و شناختی: الگوی ارائه‌شده در این پژوهش، پل ارتباطی بین رویکردهای رفتاری (مشارکت در فعالیت‌ها) و رویکردهای شناختی (باورهای کنترل و تعهد) در حوزه سالمندی ایجاد می‌کند. از منظر کاربردی، پیشنهادهای زیر ارائه می‌گردد:

مدیران و متولیان حوزه ورزش و سالمندی می‌توانند با طراحی برنامه‌های منظم، متنوع و متناسب با توانایی‌های جسمانی و روانی سالمندان، زمینه مشارکت فعال آنان در فعالیت‌های اوقات‌فراغت را فراهم آورند با توجه به نقش فعالیت‌های اجتماعی در کاهش احساس تنهایی و افزایش تعاملات اجتماعی، پیشنهاد می‌شود برنامه‌های اوقات‌فراغت سالمندان به‌گونه‌ای طراحی شوند که مشارکت گروهی و تعامل اجتماعی را تقویت نمایند.

---

1 Positive Psychology

این امر می‌تواند علاوه بر ارتقای سلامت روان، به افزایش احساس تعلق و رضایت از زندگی در سالمندان کمک کند. بر اساس یافته‌های پژوهش، سخت‌رویی نقش میانجی مهمی در رابطه بین اوقات‌فراغت و سلامت روان ایفا می‌کند. از این رو، پیشنهاد می‌شود برنامه‌های اوقات‌فراغت سالمندان به‌گونه‌ای طراحی شوند که مؤلفه‌های تعهد، کنترل و مبارزه‌طلبی را تقویت نمایند؛ برای مثال، از طریق فعالیت‌هایی که هدف‌گذاری، حل مسئله و مشارکت فعال را تشویق می‌کنند. با توجه به تفاوت‌های فردی سالمندان از نظر توان جسمانی، شرایط روانی و علایق شخصی، پیشنهاد می‌شود برنامه‌های اوقات‌فراغت به‌صورت انعطاف‌پذیر و متنوع طراحی شوند تا پاسخ‌گوی نیازهای گروه‌های مختلف سالمندان باشند.

References

Ahmadi, N. (2001). Leisure time patterns among secondary school students in Qom. Qom Education Organization Research Council. (In Persian)

Andami Khoshk, M. (2014). The role of leisure activities in mental health. Journal of Social Psychology Studies, 6(2), 45–60. (In Persian)

Andami Khoshk, M. (2017). Leisure, resilience, and psychological well-being. Journal of Sport and Society, 9(1), 33–52. (In Persian)

Chamanpira, M. Hosseini, S & Karimi, M. (2014). Leisure activities and psychological health of older adults. Iranian Journal of Aging Studies, 8(3), 21–38. (In Persian)

Fang, X. Vincent, W. Calabrese, S. K. Heckman, T. G. Sikkema, K. J. Humphries, D. L. & Hansen, N. B. (2015). Resilience, stress, and life quality in older adults living with HIV/AIDS. Aging & mental health, 19(11), 1015-1021.

Farsi, A. Hosseini, M & Zare, H. (2021). Structural modeling of leisure and mental health. Journal of Sport Management Research, 13(2), 77–94. (In Persian)

Feng, Q. Hu, Y & Yu, X. (2015). Leisure activities and mental health in older adults. Social Indicators Research, 123(1), 215–232.

Feng, Q. Zhang, Q & Hoenig, H. (2020). Leisure engagement and psychological health in later life. Gerontology, 66(4), 401–412.

Goudarzi, M & Asadi, H. (2000). Analysis of leisure and sport activities among university professors. Harakat Journal, 4, 1–19. (In Persian)

Hammer, L. B. (2010). Work, leisure, and mental health across the lifespan. Journal of Health Psychology, 15(3), 450–461.

Hashemi, A & Aini, M. (2019). Leisure participation and mental health in older adults. Journal of Applied Sport Sciences, 11(4), 101–118. (In Persian)

Hosseini Zare, S et al. (2021). Hardiness and mental health in elderly populations. Journal of Psychological Research in Aging, 7(1), 1–18. (In Persian)

Hyun, J. Lee, S & Kim, H. (2018). Hardiness and mental health in aging populations. International Journal of Aging & Human Development, 87(2), 150–168.

Kunde, M. (2020). Psychological hardiness as a mediator of leisure and mental health. Journal of Positive Psychology, 15(4), 512–525.

Latifi, G. (2005). Global perspectives on youth leisure. Tehran: National Youth Organization. (In Persian)

Lee JH, Lee JH, Park SH. Leisure activity participation as predictor of quality of life in Korean Urban-dwelling elderlyو Occupational Therapy International. 2018; 21(3):124-32.

Lee, Y & Ferraro, K. F. (2016). Leisure activity and psychological well-being in later life.

Journal of Aging and Health, 28(2), 271–293.

Liu, H. (2012). Leisure participation and mental health among older adults. Aging & Society, 32(6), 1023–1045. Tristan, J. Baker, J & Horton, S. (2013). Leisure-time physical activity and psychological well-being. Journal of Leisure Research, 45(3), 345–360.

Rafiq, A. Karimi, M & Hosseini, S. (2017). Leisure lifestyle and mental well-being. Iranian Journal of Social Health, 4(2), 55–70. (In Persian)

Shoar, M. (2020). Leisure, psychological resources, and aging. Journal of Iranian Sport Sociology, 5(2), 89–105. (In Persian)

Shoar, M.M. (2020). Anthropological study of the way the elderly spend their leisure time in Tehran parks (Case study: Park City). 6th International Conference on Management and Accounting Sciences, Tehran, 22(2): 159-170. (In Persian)

Toney, J. (2019). Hardiness, leisure, and mental well-being. Journal of Mental Health, 28(6), 621–629.

Toraby. B, Mohammadi. M, Abozadeh Ghatabi. K, Qanbari, A. (2018). Investigation of the prevalence of inappropriate drug prescribing and polypharmacy in hospitalized elderly in Sabzevar city hospital in 2017. Gerontological Studies. 3(1): 48-5565. (In Persian)

Tristan L, Wallhead, Alex C, Garn Vidini, Carla Vidini. (2013)."sport education and social goals in physical education :relationships with enjoyment, relatedness, and leisure time physical activity, abstract, journal of physical education & sport pedagogy, volume18 ,issu4, september2013:427,441 .

Wacquant, L. Smith, J & Brown, P. (2018). Leisure participation and depression in older adults: A longitudinal study. Aging & Mental Health, 22(5), 640–648.

The reviewing must be carried out upon scientific documents and any self, professional, religious and racial opinion is prohibited.

Accurate review and declaration of the article's strengths and weaknesses through a clear, educational and constructive method.

Responsibility, accountability, punctuality, interest, ethics adherence and respect to others' right.

Not to rewrite or correct the article according to his/her personal interest.

Be sure of accurate citations. Also reminding the cases which haven't been cited in the related published researches.

Avoid of express the information and details of articles.

Reviewers should not benefit new data or contents in favor of/against personal researches; even for criticism or discrediting the author (s). The reviewer is not permitted to reveal more details after a reviewed article being published.

Reviewer is prohibited to deliver an article to another one for reviewing except with permission of editor-in-chief. Reviewer and co-reviewer's identification should be noted in each article's documents.

Reviewer shouldn't contact with the author (s). Any contact with the authors should be made through the editorial office.

Trying to report "research and publication misconduct" and submitting the related documents to editor-in-chief.

5. Editorial Board Responsibilities

Journal maintenance and quality improvement are the main aims of editorial board.

Editorial board should introduce the journal to universities and international communities and publish the articles of other universities and international societies on their priority.

Editorial board must not have quota and excess of their personal article publishing.

Editorial board is responsible for selecting the reviewers as well as accepting or rejecting on article after reviewers' comments.

Editorial board should be well-known experts with several publications. They ought to be responsible, accountable, truth, adhere to professional ethics and contribute to improve journal aims.

Editorial board is expected to have a database of suitable reviewers for journal and to update the information regularly.

Editorial board should try to aggregate qualified moral, experienced and well-known reviewers

Editorial board should welcome deep and reasonable reviews, and prevent superficial and poor reviews, and deal with one-sided and contemptuous reviews.

Editorial board should record and archive the whole review's documents as scientific documents and to keep confidentially the reviewers' name.

Editorial board must inform the final result of review to corresponding author immediately.

Editorial board should keep the article's contents confidentially and do not disclose its information to others.

Editorial board ought to prevent any conflict of interests due to any personal, commercial, academic and financial relations which may impact on accepting and publishing the presented articles.

Editor-in-chief should check each type of research and publication misconduct which reviewers report seriously.

If a research and publication misconduct occurs in an article, editor-in-chief should omit it immediately and inform indexing databases or audiences.

In the case of being a research and publication misconduct, editorial board is responsible to represent a corrigendum to audiences rapidly.

Editorial board must benefit of audiences' new ideas in order to improve publication policies, structure and content quality of articles.

References

1. "Standard Ethics", approved by Vice-Presidency for Research & Technology, the Ministry of Science, Research and Technology.
2. Committee on Publication Ethics, COPE Code of Conduct, www. publicationethics-. org.

Payame Noor University Research Journals' Publication Ethics

This publication ethics is a commitment which draws up some moral limitations and responsibilities of research journals. The text is adapted according to the "Standard Ethics", approved by the Ministry of Science, Research and Technology, and the publication principles of Committee on Publication Ethics (COPE).

1. Introduction

Authors, Reviewers, editorial boards and editor-in-chiefs ought to know and commit all principles of research ethics and related responsibilities. Article submission, review of reviewers and editor-in-chief's acceptance or rejection, are considered as journals law compliance otherwise the journals have all the rights.

2. Authors Responsibilities

Authors should present their works in accordance with journal's standards and title.

Authors should ensure that they have written their original works/researches. Their works/researches should also provide accurate data, underlying other's references.

Authors are responsible for their works' accuracy.

Note 1: Publishing an article is not known as acceptance of its contents by journal.

Duplicate submission is not accepted. In other words, none of the article's' parts, should not carry on reviewing or publishing elsewhere.

Overlapping publication, where the author uses his/her previous findings or published date with changes, is rejected.

Authors are asked to have authors' permission for an accurate citation. When using ones direct speech, a quotation mark (" ") is necessary.

Corresponding author should ensure that the complete information of all involved authors in the article.

Note 2: Do not write the statement of "Gift Authorship" and do not omit the statement of "Ghost Authorship".

Corresponding author is responsible for the priorities of co-authors after their approval.

Paper submission means that all of the authors have satisfied whole financial and local supports and have introduced them.

Author (s) is/are responsible for any fault or inaccuracy of the article and in this case, journal's authorities should be informed immediately.

Author (s) is/are asked to provide and reserve raw data one year after publication, in order to be able to respond journal audiences' questions.

3. Research and Publication Misconduct

Author (s) should avoid the research and publication misconduct. If some cases of research and publication misconduct occur within each steps of submission, review, edition or publication, journals have the right to legal action. The cases are listed as below:

Fabrication: Fabrication is the practice of inventing data or results and reporting them in the research. Both of these misconducts are fraudulent and seriously alter the integrity of research.

Therefore, articles must be written based on original data and use of falsified or fabricated data is strongly prohibited.

Falsification: Falsification is the practice of omitting or altering research materials, equipment, data, or processes in such a way that the results of the research are no longer accurately reflected in the research record.

Plagiarism: Plagiarism is the act of taking someone else's writing, conversation, idea, claims or even citations without any acknowledgment or explanation of the work producer or speaker.

Wrongful Appropriation: Wrongful appropriation occurs when author (s) benefits another person's efforts and after a little change and manipulations in the research work, publish it on his/her own definitions

False Attribution: It represents that a person is the author of a work but she/ he was not involved in the research.

4. Reviewers' Responsibility

Reviewers must consider the followings: Qualitative, contextual and scientific study in order to improve articles' quality and content.

To inform editor-in-chief when accepts or reject the review and introduce an alternative.

Should not accept the articles which consider the benefits of persons, organizations and companies or personal relationships; also the articles which she/he, own, contributed in its writing or analyze.

Content Page

Investigating the Causal Model of Emotion Regulation Strategies … **9**
Akbar Jadidi Mohammadabadi; Abbas Ferdosi

Development and Validation of the Academic Disinterest Questionnaire … **27**
Mehdi Shomali Ahmadabadi; Atefeh Barkhordari Ahmadabadi

Attachment Style of Working Mothers and Social Performance and … **43**
Sunaz Kamali; Amir Abdolhoseini

A Structural Model of the Hidden Curriculum and Academic … **53**
Abedin Darabi Emarati; Anvar Shahmohammadi; Lila Faryadras

Structural Equation Modeling of Teachers' Psychological Well-being… **73**
Afsaneh Mohammadi; Esmat Hasanpour

Modeling the Mediating Role of Hardiness in the Relationship … **87**
Hemat Alla Bastami; Reza Mohamadi; Alireza Klalaf

The Journal of Education and Exploration in Learning, Behavior and Cognition

Year 1, No. 1, Summer 2025

Concessionaire:
Payame Noor University
Director-in-Charge:
Akbar Jadidi Mohammadabadi
Editor-in-Chief:
Mohammad Oraki
Associate Editor:
Akbar Jadidi Mohammadabadi

Editorial Board:

Print ISSN:
Electronic ISSN:

Payame Noor University
Learning For All, Every Where, Every Time

Price: 50000 Rls
Circulation: 25

English Text Editor: Mohammad Ahmadi Deh Ghotbaddini
Persian Text Editor: Akbar Jadidi Mohammadabadi
Layout & Cover Design Editor: Akbar Jadidi Mohammadabadi

Office of Scientific Journals, Research Square, Payame Noor University of Kerman, Shahid Ahmadi Roshan Building, Kerman, Iran.

Po. Box: 7616913697
Tel: +98 3432735571-6 / 8419
http://t-edu.journals.pnu.ac.ir