زمستان ۱۴۰۴، دوره ۹، شماره ۴، صفحه ۴۰۳ تا ۴۱۳

نقش میانجی تحمل پریشانی در رابطه بین نگرش‌های ناکارآمد و احساس تنهایی : یک رویکرد مدل‌یابی معادلات ساختاری

سید جواد بنی‌هاشمی[1*]، محمد ولایت مهر[2]

چکیده

زمینه: با گسترش پیچیدگی‌های شغلی و روانی در حرفه معلمی، شناسایی سازوکارهای شناختی–هیجانی مؤثر بر بهزیستی این گروه ضروری است. پژوهش حاضر باهدف بررسی نقش میانجی «تحمل پریشانی» در رابطه میان «نگرش‌های ناکارآمد» و «احساس تنهایی» در معلمان شهر قم طراحی شد.

روش بررسی:طرح پژوهش توصیفی–همبستگی و مبتنی بر مدل‌سازی معادلات ساختاری بود. نمونه شامل ۱۳۷ معلم (میانگین سنی = ۴۳.۵۳ سال؛ ٪۶۶ زن) بود که با روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. داده‌ها با استفاده از مقیاس نگرش‌های ناکارآمد (DAS-26)،مقیاس تحمل پریشانی (DTS) و مقیاس تنهایی اجتماعی عاطفی(SELSA-S) جمع‌آوری شد و تحلیل‌ها با استفاده از مدل‌سازی معادلات ساختاری و آزمون میانجی‌گری بارون و کنی انجام گرفت.

یافته‌ها: نتایج نشان داد نگرش‌های ناکارآمد با شدت احساس تنهایی همبستگی مثبت و معناداری دارد ($\beta = 0.43, p < .001$) و باتحمل پریشانی همبستگی منفی و معناداری نشان داد ($\beta = -0.63, p < .001$). همچنین تحمل پریشانی با تنهایی رابطه منفی معناداری داشت ($\beta = -0.30, p = .012$). آزمون میانجی‌گری نشانگر نقش میانجی ناقص تحمل پریشانی بود؛ به‌طوری‌که تقریباً ٪۲۸ از تأثیر نگرش‌های ناکارآمد بر تنهایی از طریق کاهش تحمل پریشانی منتقل می‌شود. مقادیر R^2 نیز تبیین مناسبی برای احساس تنهایی (٪۴۳) و تحمل پریشانی (٪۴۰) نشان داد.

نتیجه‌گیری: یافته‌ها حاکی از آن است که در کنار مداخلات شناختی-درمانی برای اصلاح نگرش‌های ناکارآمد، طراحی و اجرای برنامه‌های آموزشی-تمرینی ویژه جهت تقویت تحمل پریشانی می‌تواند به کاهش احساس تنهایی و ارتقای سلامت روان معلمان کمک نماید.

کلمات کلیدی: احساس تنهایی، تحمل پریشانی، معادلات ساختاری، معلمان، نگرش‌های ناکارآمد.

۱*.نویسنده مسئول،دانشجوی دکتری روانشناسی، پژوهشگاه حوزه و دانشگاه، قم، ایران.
BANIHASHEMI@rihu.ac.ir https://orcid.org/0000-0002-7375-3658
۲.کارشناسی ارشد روانشناسی عمومی، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه ادیان و مذاهب، قم، ایران.
m.velayatmehr@urd.ac.ir https://orcid.org/0009-0000-4120-4753

مقدمه

حرفه معلمی به دلیل ساعات طولانی کار، فشار تدریس و محدودیت تعاملات، در معرض «تنهایی شغلی» قرار دارد که با فرسودگی و استرس روانی همبستگی دارد. تنهایی ادراکیَ ناشی از شکاف بین روابط مطلوب و واقعیت، هم بعد هیجانی (فقدان صمیمیت) و هم بعد اجتماعی (کمبود شبکه حمایتی) را شامل می‌شود و هر دو می‌توانند سلامت روان را مختل سازند [۱،۲].

تحقیقات نشان داده‌اند که تنهایی مزمن با التهاب سامانمند و کاهش عملکرد فیزیولوژیک همراه است [۳]. از منظر نظری، هاوکلی و کاسیپو[1] این تجربه را ناشی از «تجارب آزارنده نابرابری روابط مطلوب و موجود» می‌دانند که پاسخ‌های استرسی-التهابی را فعال می‌کند [٤]. علاوه بر پیامدهای جسمانی، تنهایی با افزایش نشانه‌های افسردگی، اضطراب و فرسودگی شغلی همبستگی دارد [٤,٥]. مطالعات لحظه‌نگار (EMA)پویایی روزانه تنهایی را در ارتباط با نوسانات نگرش‌های منفی نسبت به دیگران نشان داده‌اند [٦]. کرمی و همکاران [۷] نیز تأکید کردند دانشجویانی که نگرش‌های ناکارآمد دارند، گرایش بیشتری به انزوای اجتماعی از خود نشان می‌دهند. این افراد در مواجهه با تنش‌های محیطی، آسیب‌پذیری بیشتری نسبت به اختلالات اضطرابی و افسردگی نشان می‌دهند [۸]؛ زیرا باورهای منفی آن‌ها در شرایط استرس‌زا فعال‌شده و برداشت‌های تحریف‌شده‌ای از رویدادها ارائه می‌کند [۹]. درنهایت، این مسیر شناختی-هیجانی، ظرفیت فرد برای مقابله با هیجانات منفی را تخلیه کرده و تعادل روانی را مختل می‌سازد [۱۰]. باورهای ناکارآمد در تعامل باتجربه تروما در کودکی و عزت‌نفس پایین، پیش‌بینی‌گر قوی اختلالات اضطرابی هستند [۱۱]. در مرور نظام‌مند آگیاپونگ[2] و همکاران [۱۳]، شیوع استرس شغلی در میان معلمان بین ۸۳ تا ۸۷ درصد و میزان اضطراب بین ۳۸ تا ۴۱ درصد گزارش‌شده است؛ ارقامی که گویای سطح بالای فرسودگی روانی در این قشر است.

در بررسی نظام‌مند التیان[3] و همکاران [۱۴]، دشواری در تنظیم هیجان و تحمل پایین پریشانی به‌عنوان دونقطه آسیب‌پذیری شناختی میانجی بر تجربه تنهایی شناخته شدند. یافته‌های مدل‌سازی مسیر مشتاقی و همکاران [۱۵] نشان می‌دهد تحمل پریشانی[4]، یعنی توانایی رویارویی با هیجانات منفی بدون اجتناب، به‌عنوان میانجی اصلی در پیوند تنهایی و رفتارهای تنظیم هیجانی ناسازگار عمل می‌کند. تحمل پریشانی، به‌مثابه ظرفیت ذهنی ادراک‌شده برای مواجهه با هیجانات منفی، به‌طور معکوس با شدت علائم اضطرابی و افسردگی همبستگی دارد [۱٦].

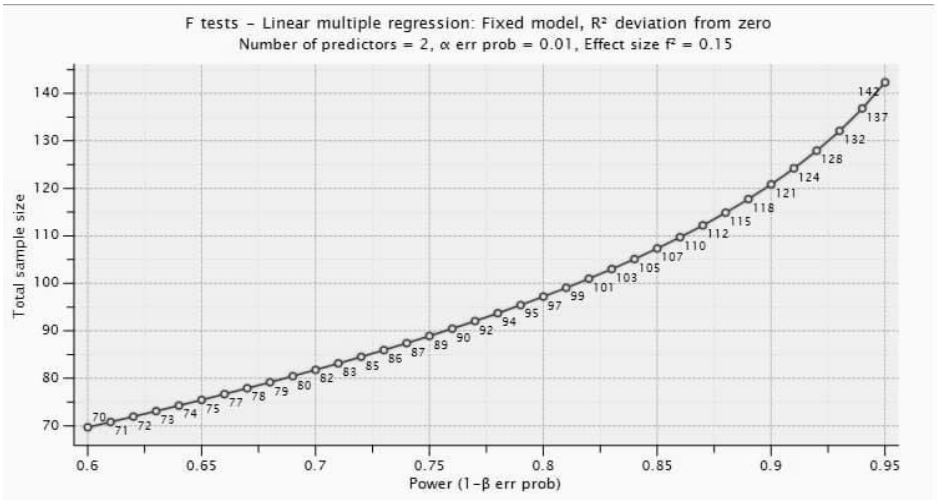
احساس تنهایی در معلمان، هرچند تحت تأثیر فشارهای محیطی است، با فرایندهای شناختی-هیجانی مانند نگرش‌های ناکارآمد و تاب‌آوری هیجانی به‌صورت پیچیده‌ای درآمیخته است. پژوهش حاضر باهدف بررسی نقش میانجی «تحمل پریشانی» در رابطه میان نگرش‌های ناکارآمد و احساس تنهایی در معلمان طراحی‌شده است. هدف اصلی این مطالعه روشن‌سازی سازوکارهای درونی این پیوند و فراهم‌آوردن مبنای نظری و کاربردی برای طراحی مداخلات هدفمند به‌منظور کاهش تنهایی در جمعیت معلمان است.

روش

این پژوهش کاربردی از نوع توصیفی - همبستگی و در پارادایم پسااثبات‌گرایانه قرار دارد و با استفاده از مدل‌سازی معادلات ساختاری (SEM) روابط میان متغیرها را بررسی کرده است. جامعه آماری شامل کلیه معلمان دوره متوسطه شهر قم در سال تحصیلی ۱۴۰۲-۱۴۰۳ بود. حجم نمونه بر پایه

1. Hawkley & Cacioppo
2. Agyapong
3. Oltean
4. Distress Tolerance

فصلنامه علمی - پژوهشی
سبک زندگی اسلامی
با محوریت سلامت



تصویر ۱. حجم نمونه محاسبه‌شده با نرم‌افزار G.power

محاسبه توان آماری در نرم‌افزار G.Power (تصویر۱) تعیین شد [۱۷]؛ با سطح معناداری ۰/۰۱، توان آماری ۰/۹۵، نمونه موردنیاز برابر ۱۴۲ نفر برآورد گردید. گردآوری داده‌ها به‌صورت حضوری و پس از اخذ مجوز از وزارت آموزش‌وپرورش انجام شد و از نمونه‌گیری در دسترس استفاده شد؛ یعنی پرسش‌نامه‌ها بین معلمان حاضر و مایل در زمان مراجعه توزیع شد.

ابزارهای پژوهش

مقیاس نگرش‌های ناکارآمد: ابتدا توسط وایزمن و بک طراحی شد [۱۸]، در نسخه اصلی ۴۰ گویه‌ای و برای سنجش نگرش‌های ناسازگار مرتبط با افسردگی به کار می‌رود. در ایران [۱۹] نسخه کوتاه‌شده ۲۶ گویه‌ای توسط ابراهیمی و موسوی ارائه‌شده که چهار زیرمقیاس را در برمی‌گیرد. کمال‌گرایی (گویه‌های ۳، ۵، ۶، ۷، ۸، ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۵، ۱۷، ۲۱، ۲۳)، نیاز به تأیید دیگران (۱۸، ۲۲، ۲۴، ۲۵)، تمایل به خشنودسازی دیگران (۱، ۲، ۴، ۱۴، ۱۶) و آسیب‌پذیری (۱۳، ۱۹، ۲۰، ۲۶). پاسخ‌ها با مقیاس لیکرت ۷ درجه‌ای (۱=کاملاً مخالف تا ۷=کاملاً موافق) ثبت می‌شوند؛ امتیاز بالاتر نشان‌دهنده شدت بیشتر نگرش‌های ناکارآمد است. بک و همکاران [۲۰] پایایی بازآزمایی ۰/۹۰ و آلفای کرونباخ ۰/۷۵ را گزارش کردند. ابراهیمی و موسوی [۱۹] آلفای کرونباخ ۰/۹۲ را گزارش کردند. در پژوهش حاضر، آلفای کرونباخ کل مقیاس ۰/۸۵۹ و ضریب امگای مک‌دونالد ۰/۸۶۶ محاسبه شد.

مقیاس تحمل پریشانی: این مقیاس توسط سیمونز و گاهر [۲۱] برای سنجش توانایی فرد در تحمل هیجان‌های منفی طراحی شد و شامل ۱۵ گویه در چهار خرده مقیاس است: تحمل (گویه‌های ۱، ۳، ۵)، جذب (گویه‌های ۲، ۴، ۱۵)، ارزیابی (گویه‌های ۶، ۷، ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۲) و تنظیم (گویه‌های ۸، ۱۳، ۱۴). پاسخ‌ها بر اساس مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای از «کاملاً موافق» (۱) تا «کاملاً مخالف» (۵) ثبت می‌شوند، به‌گونه‌ای که نمرات بالاتر بیانگر تحمل پریشانی بیشتر است. سیمونز و گاهر (۲۰۰۵) آلفای کرونباخ خرده مقیاس‌ها را به ترتیب ۰/۷۲ (تحمل)، ۰/۸۲ (جذب)، ۰/۷۸ (ارزیابی) و ۰/۷۰ (تنظیم) و برای کل مقیاس ۰/۸۲ گزارش کردند، با پایایی بازآزمایی ۰/۶۱ طی شش ماه. در ایران، اسماعیلی‌نسب و همکاران [۲۲] آلفای کرونباخ کل مقیاس را ۰/۸۶ و شمس و همکاران [۲۳] آلفای کرونباخ ۰/۶۷ و پایایی بازآزمایی ۰/۷۹ را تأیید کردند. در پژوهش حاضر، آلفای کرونباخ ۰/۸۵۱ و ضریب امگای مک‌دونالد ۰/۸۵۳ به دست آمد.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	۱	۲
نگرش‌های ناکارآمد	۸۰/۸۵	۲۰/۵۷	۰/۲۲۶	-۰/۱۱۵	۱	*
تحمل پریشانی	٤۷/۰۹	۹/۱۵	-۰/۰٦۸	-۰/۰۹۲	-۰/۵۱۷**	۱
احساس تنهایی	۳۱/۵۵	۱۱/۰٤	-۰/۷۷۳	-۰/۰۵٦	۰/۵۰۵**	۰/-٤۱۸**

مقیاس تنهایی اجتماعی و عاطفی (SELSA-S): این ابزار ۱۵ گویه‌ای توسط دی‌توماسو[1] و همکاران [۲۴] برای ارزیابی تنهایی طراحی شد و سه بعد را شامل می‌شود: تنهایی اجتماعی (گویه‌های ۱، ۵، ۹، ۱۲، ۱۵)، تنهایی خانوادگی (گویه‌های ۲، ۴، ۷، ۱۱، ۱۴) و تنهایی عاطفی (گویه‌های ۳، ۶، ۸، ۱۰، ۱۵). پاسخ‌ها بر اساس مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای از «کاملاً مخالف» (۱) تا «کاملاً موافق» (۵) ثبت می‌شوند، به‌طوری‌که نمرات بالاتر نشان‌دهنده شدت بیشتر تنهایی است. دی‌توماسو و همکاران [۲۴] آلفای کرونباخ ۰/۹۲ را گزارش کردند. در ایران، جوکار و سلیمی [۲۵] با تحلیل عاملی اکتشافی، روایی مقیاس را تأیید کرده و وجود سه بعد مذکور را نشان دادند، با آلفای کرونباخ در دامنه ۰/۷۸ تا ۰/۹۲ در پژوهش حاضر، آلفای کرونباخ ۰/۹۲۱ و ضریب امگای مک‌دونالد ۰/۹۱۱ محاسبه شد.

پس از گردآوری داده‌ها، ۱٤٤ پرسشنامه دریافت شد که پس از حذف موارد ناقص و پرت (با استفاده از نمودار جعبه‌ای و فاصله ماهالانوبیس [۲۶])، حجم نمونه نهایی به ۱۳۷ نفر رسید. تحلیل داده‌ها با نرم‌افزارهای SPSS (نسخه ۲۷) و Amos(نسخه ۲۶) انجام شد. برای بررسی روابط بین متغیرها از ضریب همبستگی پیرسون و برای آزمون مدل و اثرات مستقیم و غیرمستقیم از مدل‌سازی معادلات ساختاری استفاده گردید. نقش میانجی‌گری نیز بر اساس رویکرد بارون و کنی [۲۷] ارزیابی شد.

نتایج

در پژوهش حاضر، ۱۳۷ معلم شرکت کردند که ٦٦/٤ درصد زن و ۳۳/٦ درصد مرد بودند. میانگین سنی آنان ۴۳/۵۳ سال (انحراف معیار ۷/۷) گزارش شد. از نظر تحصیلات، بیشترین فراوانی مربوط به کارشناسی (٥٤٪) و کارشناسی ارشد (۴۰/۹٪) بود. همچنین ۹۸/۵ درصد متأهل و ۹۱/۲ درصد دارای فرزند بودند. بررسی توصیفی داده‌ها نشان داد که چولگی و کشیدگی متغیرها در دامنه قابل‌قبول (بین ۱- تا ۱+) قرار دارد [۲۸] و بنابراین مفروضه نرمال بودن داده‌ها برقرار است. علاوه بر این، نتایج ماتریس همبستگی حاکی از وجود رابطه معنادار بین تمامی متغیرها در سطح ۰/۰۱ بود که پیش‌فرض خطی بودن روابط پژوهش را تأیید می‌کند [۲۹]. در ادامه و در جدول شماره ۱ یافته‌های توصیفی ازجمله میانگین، انحراف معیار، ضرایب کشیدگی و چولگی و مقادیر همبستگی گزارش‌شده است.

برای بررسی استقلال خطاها از آزمون دوربین-واتسون استفاده شد. مقدار آماره برابر با ۲/۰۸۱ بود که در دامنه قابل‌قبول (۱/۵ تا ۲/۵) قرار دارد و استقلال خطاها را تأیید می‌کند [۳۰]. همچنین، به‌منظور بررسی هم‌خطی چندگانه، شاخص‌های تلورانس[2] (۰/۷۳۲) و ضریب تورم واریانس[3] (۱/۳٦۵) برای متغیرهای پیش‌بین محاسبه شد. نتایج نشان داد مقادیر در حدود قابل‌قبول (تلورانس بیش از ۰/۱ و ضریب تورم واریانس کمتر از ۵) قرار دارند؛ بنابراین، پیش‌فرض عدم

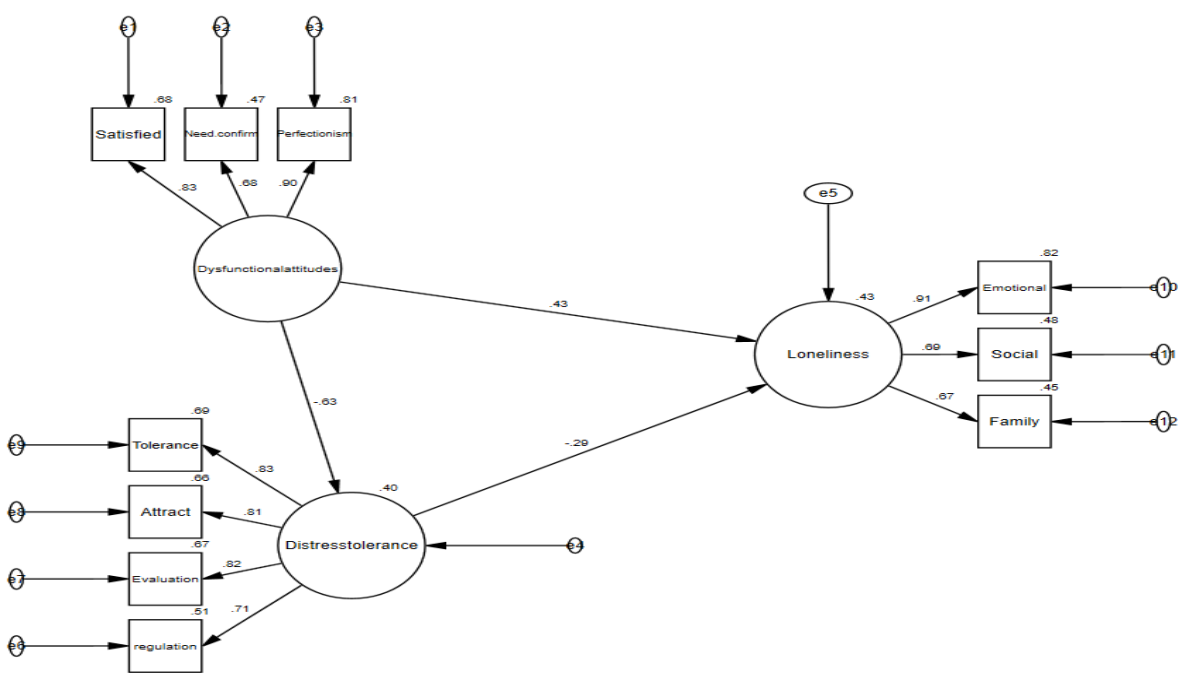
1. DiTommaso

2. Tolerance

3. VIF

جدول ۲. شاخص‌های برازش مدل اندازه‌گیری

شاخص	مقادیر قابل‌قبول	برآورد	نتیجه
نسبت مجذور خی‌دو به درجه آزادی(χ^2/df)	<۵	۱/۹۹	مطلوب
شاخص برازش تطبیقی(CFI)	>۰/۹	۰/۹۵۷	مطلوب
میانگین مربعات باقی‌مانده‌های استانداردشده(SRMR)	<۰/۱	۰/۰۵۸	مطلوب
شاخص برازش فزاینده (IFI)	>۰/۹	۰/۹۵۷	مطلوب
شاخص تاکر - لویس (TLI)	>۰/۹	۰/۹۳۷	مطلوب
شاخص نیکویی برازش نرم‌شده (NFI)	>۰/۹	۰/۹۱۸	مطلوب



تصویر۲. مدل ساختاری پژوهش

هم‌خطی رعایت شد [۳۱]. در ادامه، برازش مدل اندازه‌گیری بررسی شد که شاخص‌های آن در جدول ۲ و مدل پیشنهادی در تصویر۲ ارائه‌شده است. بر اساس نتایج جدول ۲، شاخص‌های برازش مدل پس از اصلاحات لازم در سطح مطلوب قرار گرفت. نسبت مجذور خی‌دو به درجه آزادی (x^2/df) برابر با ۱/۹۹ بوده که کمتر از مقدار آستانه ۵ است و بیانگر برازش مناسب مدل است. همچنین شاخص برازش تطبیقی (CFI) برابر با ۰/۹۵۷، شاخص برازش افزایشی (IFI) برابر با ۰/۹۵۷، شاخص تاکر-لوئیس (TLI) معادل ۰/۹۳۷ و شاخص برازش نرم شده (NFI) برابر با ۰/۹۱۸ و مقدار SRMR برابر با ۰/۰۵۸، کمتر از ۰/۱۰ گزارش شدند که بیانگر برازش مناسب مدل است [۳۲]. در ادامه، بارهای عاملی بررسی شد. نتایج

پژوهش حاضر نشان داد همه مؤلفه‌ها دارای بار عاملی بالاتر از ۰/۵۰و معنادار بودند، به‌جز مؤلفه «آسیب‌پذیری-ارزشیابی عملکرد» در سازه نگرش‌های ناکارآمد که بار آن حدود ۰/۱۰ بود. مطابق توصیه کلاین [۳۲]، این مؤلفه از تحلیل حذف شد. در ادامه نتایج روایی و پایایی متغیرهای پژوهش در جدول ۳ بیان گردیده است.

جدول ۳. وضعیت روایی و پایایی متغیرهای پژوهش

سازه	میانگین واریانس استخراج‌شده (AVE)	پایایی ترکیبی (CR)	حداکثر واریانس مشترک تبیین شده (MSV)	بیشینه پایایی سازه (Max R(H))	آلفای کرونباخ	ضریب امگای دونالد مک	وضعیت
تحمل پریشانی	۰/۶۳۲	۰/۸۷۳	۰/۳۸۱	۰/۸۷۸	۰/۸۵۱	۰/۸۵۳	مطلوب
نگرش‌های ناکارآمد	۰/۶۳۰	۰/۸۳۱	۰/۳۸۱	۰/۹۴۹	۰/۸۵۹	۰/۸۶۶	مطلوب
احساس تنهایی	۰/۵۸۳	۰/۸۰۵	۰/۳۷۶	۰/۸۵۴	۰/۹۲۱	۰/۹۱۱	مطلوب

بررسی شاخص‌های روایی و پایایی نشان داد که مدل اندازه‌گیری از کیفیت مطلوبی برخوردار است. مقادیرAVE برای همه سازه‌ها بالاتر از ۰/۵۰ و مقادیر CR ، آلفای کرونباخ و ضریب امگا همگی بیش از ۰/۷۰ بودند که بیانگر روایی همگرا و پایایی مناسب است. همچنین شرط AVE < CR رعایت شد و نسبت AVE به MSV در هیچ سازه‌ای فراتر نرفت، لذا روایی واگرا نیز تأیید گردید. افزون بر این، شاخص MaxR(H) بالاتر از ۰/۸۰ و نزدیک به CR بود که بر ثبات سازه‌ها دلالت دارد. درنهایت با توجه به توصیه هنسلر و همکاران [۳۳] شاخص‌های فورنل لارکر و HTMT نیز جهت تائید روایی سازه استفاده شد که در جدول ٤ آمده است.

جدول ٤. روایی واگرا متغیرهای پژوهش

متغیر	فورنل لارکر			HTMT		
	۱	۲	۳	۱	۲	۳
تحمل پریشانی	۰/۷۹۵	*	*	*	*	*
نگرش‌های ناکارآمد	-۰/۶۱۷***	۰/۷۹٤	*	۰/٦١٤	*	*
احساس تنهایی	-۰/٥٦٧***	۰/٦١٣***	۰/۷٦٤	۰/٥٢٧	۰/٦۰۷	*

نتایج شاخص فورنل - لارکر نشان داد که ریشه دومAVE هر سازه (مقادیر قطری جدول) بزرگ‌تر از همبستگی آن سازه با سایر سازه‌هاست؛ بنابراین، روایی واگرا بر اساس ملاک فورنل - لارکر تأیید می‌شود. همچنین مقادیر شاخص HTMT در تمامی مقایسه‌های دوبه‌دو کمتر از ۰/۸۵ بوده است که بیانگر تمایز مطلوب بین سازه‌ها و تأیید روایی واگرا بر اساس معیارHTMT است [۳۳]. پس از تأیید برازش مدل، آزمون مدل ساختاری انجام گرفت که در جدول ٥ نتایج ضرایب مسیر میان متغیرهای پژوهش آمده است.

فصلنامه علمی - پژوهشی
سبک زندگی اسلامی
با محوریت سلامت

جدول ۵. مسیرهای مستقیم متغیرهای پژوهش

مسیرهای مستقیم	B	β	SE	C.R	P	نتیجه
احساس ← نگرش‌های ناکارآمد تنهایی	۰/۳۰۰	۰/٤۲٦	۰/۰۸٤	۳/٥۸۹	۰/۰۰۱	تأیید
تحمل ← نگرش‌های ناکارآمد پریشانی	-۰/۲۷۱	-۰/٦۳۳	۰/۰٤۲	-٦/٦٦٥	۰/۰۰۱	تأیید
احساس ← تحمل پریشانی تنهایی	-۰/٤۸٦	-۰/۲۹٥	۰/۱۹٤	-۲/٥۰۹	۰/۰۱۲	تأیید

نتایج جدول ۵ نشان داد نگرش‌های ناکارآمد اثر مستقیم و مثبت بر احساس تنهایی (β=۰/٤۲٦ ۰P=/۰۰۱) و اثر منفی بر تحمل پریشانی (β=-۰/۲۷۱ ۰P=/۰۰۱) داشت. همچنین، تحمل پریشانی اثر منفی معناداری بر احساس تنهایی نشان داد (β=-۰/٤۸٦ ۰P=/۰۱۲). بررسی نقش میانجی تحمل پریشانی بر اساس الگوی بارون و کنی [۲۷] که نتایج آن در جدول ٦ آمده است؛ بیانگر آن بود که اثر نگرش‌های ناکارآمد بر احساس تنهایی پس از ورود متغیر میانجی کاهش یافت (ازβ=۰/ ٦۱۳ بهβ=۰/ ٤۲٦) که نشان‌دهنده‌ی نقش میانجی جزئی تحمل پریشانی است. بدین ترتیب، بخشی از تأثیر نگرش‌های ناکارآمد بر احساس تنهایی از طریق کاهش ظرفیت تحمل پریشانی اعمال می‌شود.

جدول ۶. بررسی نقش میانجی تحمل پریشانی

فرضیه	C	C′	A	B	نتیجه
نقش میانجی تحمل پریشانی در رابطه میان نگرش‌های ناکارآمد و احساس تنهایی	معنادار (۰/۰۰۱)	غیرمعنادار (۰/۰۰۱)	معنادار (۰/۰۰۱)	معنادار (۰/۰۱۲)	میانجی ناقص
اثر مستقیم در حالت صفر=C					
مسیر مستقیم× مسیر غیرمستقیم =C′					

برای ارزیابی قدرت تبیین مدل، مقادیر R^2 محاسبه شد. نتایج نشان داد نگرش‌های ناکارآمد و تحمل پریشانی درمجموع ٤۲/۷ درصد از واریانس احساس تنهایی و حدود ٤۰/۱ درصد از واریانس تحمل پریشانی را تبیین می‌کنند. بر اساس طبقه‌بندی چن[1] [۳٤]، این مقادیر در سطح مطلوب ارزیابی می‌شوند و نشان می‌دهند که متغیرهای پژوهش سهم معناداری در تبیین احساس تنهایی و تحمل پریشانی دارند، هرچند سایر عوامل نیز نقش‌آفرین هستند.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر بررسی نقش میانجی «تحمل پریشانی» در رابطه بین «نگرش‌های ناکارآمد» و «احساس تنهایی» در معلمان بود. نتایج حاصل از مدل‌سازی معادلات ساختاری چهار فرضیه اصلی پژوهش را تأیید کرد و چارچوب نظری-عملی مناسبی را برای فهم تعامل بین سازه‌های شناختی و هیجانی در این گروه شغلی ارائه نمود.

براساس فرضیه نخست، نگرش‌های ناکارآمد (شامل نگرش‌های ناکارآمد درباره خود، دیگران و آینده) مستقیماً با شدت تنهایی معلمان همبستگی مثبت داشتند,0.43 = β) (p < .001. این یافته با مطالعات سیمونز و همکاران [۲۱] که نشان دادند باورهای منفی تثبیت‌شده در نگرش خود-دیگری می‌تواند منجر به کاهش تعاملات حمایتی و افزایش احساس

1. Chin

تنهایی شود، همسو است.

فرضیه دوم مبنی بر رابطه منفی نگرش‌های ناکارآمد با ظرفیت تحمل پریشانی نیز با اندازه اثر قوی‌ای ($\beta = -0.63, p < .001$) تأیید شد. این یافته در راستای نتایج کانوی و همکاران [۳۵] قرار دارد که باورهای مخرب شناختی را باعث تضعیف توانایی فرد در مواجهه سازگارانه با هیجانات منفی معرفی می‌کنند. معلمان دارای نگرش‌های ناکارآمد، موقعیت‌های تنش‌زا را اغلب به‌صورت فاجعه‌بار ارزیابی کرده و پیشاپیش کاهش منابع درونی خود برای مدیریت هیجان را پیش‌بینی می‌کنند، امری که هم خود به بروز واکنش‌های اجتنابی می‌انجامد و هم از ظرفیت تاب‌آوری آن‌ها می‌کاهد.

براساس فرضیه سوم، تحمل پریشانی ارتباط منفی و معناداری با تنهایی داشت ($\beta = -0.30, p = .012$). این نتیجه با مفروضات مک‌هیو و اتو [۳۶] همخوان است که می‌گویند افراد با ظرفیت بالاتر برای تاب‌آوری هیجانی، در مواجهه با محرک‌های اجتماعی منفی، کمتر دچار احساس انزوای عاطفی می‌شوند. در تبیین این اثر می‌توان گفت معلمان با تحمل پریشانی پایین، در رویارویی با استرس‌های شغلی مانند انتظارات نامعین، تعارض‌های دانش‌آموزی یا ناکامی در روابط اداری، سریع‌تر به انزوا و قطع ارتباط اجتماعی پناه می‌برند و این امر به شکل‌گیری و تداوم تنهایی می‌انجامد.

آزمون میانجی‌گری نشان داد که تحمل پریشانی نقش میانجی ناقص[1] را ایفا می‌کند؛ به‌طوری‌که ٪۲۸ از اثر مستقیم نگرش‌های ناکارآمد بر تنهایی از مسیر تضعیف ظرفیت تحمل هیجانی منتقل می‌شود. این الگو با مدل‌های فراتشخیصی تناسب دارد، جایی که تحمل پریشانی به‌عنوان عاملی کلیدی در انتقال تأثیر باورهای ناکارآمد بر نشانه‌های هیجانی معرفی‌شده است [۳۷، ۲۱]. به‌بیان‌دیگر، نگرش‌های ناکارآمد با فرسایش منابع درونی فرد، توانایی او را در مواجهه با هیجان‌های منفی کاهش می‌دهند و این کاهش منابع، خود به تقویت احساس تنهایی منجر می‌شود.

درمجموع، یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد چگونه سازه‌های شناختی (نگرش‌های ناکارآمد) و هیجانی (تحمل پریشانی) در تعامل با یکدیگر، تجربه تنهایی را در معلمان شکل می‌دهند. این نتایج با مدل آسیب‌پذیری-استرس همخوان است که بر نقش باورهای منفی شناختی در شکل‌دهی اختلالات هیجانی از طریق کاهش توان سازگاری تأکید دارد [۳۸]. از منظر کاربردی، تقویت تحمل پریشانی می‌تواند در کاهش احساس تنهایی معلمان نقش بسزایی داشته باشد. مداخلاتی نظیر آموزش ذهن‌آگاهی، تمرین‌های تنظیم هیجان و بازسازی شناختی، به‌ویژه زمانی که بر اصلاح نگرش‌های ناکارآمد تمرکز کنند، نویدبخش ارتقای سلامت روان و حمایت اجتماعی در محیط‌های آموزشی هستند [۹].

1. partial mediation

Reference

1- Vanhalst J, Luyckx K, Van Petegem S, Soenens B. The detrimental effects of adolescents' chronic loneliness on motivation and emotion regulation in social situations. J Youth Adolesc. 2018;47:162-76. . https://doi.org/10.1007/s10964-017-0686-4

2- Seemann A. The psychological structure of loneliness. Int J Environ Res Public Health. 2022;19(3):1061.https://doi.org/10.3390/ijerph19031061

3- Cacioppo JT, Hawkley LC, Crawford LE, Ernst JM, Burleson MH, Kowalewski RB, Malarkey WB, Van Cauter E, Berntson GG. Loneliness and health: Potential mechanisms. Biopsychosocial Science and Medicine. 2002 May 1;64(3):407-17. https://doi.org/10.1097/00006842-200205000-00005

4- Hawkley LC, Cacioppo JT. Loneliness matters: A theoretical and empirical review of consequences and mechanisms. Ann Behav Med. 2010;40(2):218-27. https://doi.org/10.1007/s12160-010-9210-8

5- Heinrich LM, Gullone E. The clinical significance of loneliness: A literature review. Clinical psychology review. 2006 Oct 1;26(6):695-718. https://doi.org/10.1016/j.cpr.2006.04.002

6- Chau AKC, So SHW, Barkus E. The role of loneliness and negative schemas in the momenttomoment dynamics between social anxiety and paranoia. Sci Rep. 2023;13(1):20775. https://doi.org/10.1038/s41598-023-47912-0

7- Karami A, Khodarahimi S, Ghazanfari F, Mirdrikvand F, Barigh M. The prediction of distress tolerance based on the feeling of loneliness and self-handicapping in students. *Pers Individ Dif*. 2020;161:109994. https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.109994

8- Whiteford HA, Ferrari AJ, Degenhardt L, Feigin V. Cognitive theories and the role of dysfunctional attitudes in emotional dysregulation: A systematic review. Psychol Bull.2023;149(1):10-45. https://doi.org/10.1002/jclp.23604

9- Brown GP, Delgadillo J, Golino H. Distinguishing the Dimensions of the Original Dysfunctional Attitude Scale in an Archival Clinical Sample. Cogn Ther Res. 2023;47:69-83. https://doi.org/10.1007/s10608-022-10333-w

10- Lin GX, Szczygieł D. Emotion controllability beliefs, emotion regulation, and parental burnout. Current Psychology. 2025 Apr;44(7):5766-77. https://doi.org/10.1007/s12144-025-07621-5

11- Singh V, et al. The Impact of Dysfunctional Attitudes and Emotion Regulation on Prosocial Behaviour in Adults. Int J Indian Psychol. 2023;11(2):188.https://doi.org/10.25215/1102.188

12- Muraosa H, Shirata T, Saito Y, Noto K, Suzuki A. Comparison of dysfunctional attitudes, cognitive vulnerability to depression, before and during the COVID19 pandemic in healthy participants. BMC Psychol. 2024;12(1):185. https://doi.org/10.1186/s40359-024-01674-0

13- Agyapong V, ObuobiDonkor G, Burback L, Wei Y. Stress, burnout, anxiety and depression among teachers: a scoping review. Int J Environ Res Public Health. 2022;19(17):10706. https://doi.org/10.3390/ijerph191710706

14- Oltean LE, Canache MG, Patrichi A, RÎmbu RI, SÎntoma D, Miu AC, Szentágotai-Tătar A. Loneliness and cognitive vulnerability factors: A systematic review focused on maladaptive cognitions. Journal of Evidence-Based Psychotherapies. 2024 Sep 1;24(3).https://doi.org/10.24193/jebp.2024.2.14

15- Moshtaghi M, Sameri F, Mokari Menshadi E, Khorramnia P, Jourasti V. Investigating the problematic use of cellphone in the relationship by feelings of loneliness and alexithymia with the mediating role of distress tolerance among medical science students. Int J Travel Med Global Health. 2024;12(4):216-24. https://doi.org/10.30491/ijtmgh.2024.454760.1413

16- Lass AN, Winer ES. Distress tolerance and symptoms of depression: a review and integration of literatures. Clin Psychol Sci Pract. 2020;27(3):e12336. https://doi.org/10.1111/cpsp.12336

17- Cohen J. Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences. London: Routledge; 2013.

18- Weissman AN, Beck AT. Development and validation of the dysfunctional attitude scale: A preliminary investigation. *Cogn Ther Res*. 1978;2(3):263-71. https://coilink.org/20.500.12592/3sez69j

19- Ebrahimi A, Mousavi G. Development and validation of the 26-item version of the Dysfunctional Attitude Scale (DAS-26): Factor structure, reliability, and validity in outpatient psychiatric patients. *Journal of Ilam University of Medical Sciences*. 2013;21(5):20-28. http://sjimu.medilam.ac.ir/article-1-210-fa.html. (In Persian)

20- Beck AT, Brown G, Steer RA, Weissman AN. Factor analysis of the Dysfunctional Attitude Scale in a clinical population. *Psychol Assess*. 1991;3(3):478-83. https://doi.org/10.1037/1040-3590.3.3.478

21- Simons JS, Gaher RM. The Distress Tolerance Scale: development and validation of a selfreport measure. Motiv Emot. 2005;29(2):83-102. https://doi.org/10.1007/s11031-005-7955-3

22- Esmaeilinasab M, Andami Khoshk A, Azarmi H, Samarrakhy A. Predictive role of emotion regulation difficulty and distress tolerance in student addiction. *Addiction Research*.

2014;8(29):49-63. https://sid.ir/paper/113700/fa (In Persian)

23- Shams J, Azizi A, Mirzaei A. Relationship between distress tolerance, emotion regulation, and smoking dependence in students. *Hakim Health Systems Research*. 2009;13(1):11-18. http://hakim.tums.ac.ir/article-1-608-fa.html)In Persian(

24- DiTommaso E, Brannen C, Best LA. Measurement and validity characteristics of the short version of the social and emotional loneliness scale for adults. *Educ Psychol Meas*. 2004;64(1):99-119. https://doi.org/10.1177/0013164403258450

25- Jokar B, Salimi A. Psychometric properties of the short form of the social and emotional loneliness scale for adults. *Behavioral Sciences Journal*. 2011;5(4):311-17. https://sid.ir/paper/502401/fa (In Persian)

26- Aggarwal CC. Outlier ensembles. In: Aggarwal CC, editor. *Outlier Analysis*. Cham: Springer; 2016. p.185-218.

27- Baron RM, Kenny DA. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *J Pers Soc Psychol*. 1986;51(6):1173-83. https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173

28- Ryu J. Effects of skewness and kurtosis on normal theory based maximum likelihood test statistic in multilevel structural equation modeling. *Behav Res Methods*. 2011;43(4):1066-74. https://doi.org/10.3758/S13428-011-0115-7

29- Gefen D, Straub DW, Boudreau MC. Structural equation modeling and regression: guidelines for research practice. *Commun AIS*. 2000;4(1):7. https://doi.org/10.17705/1CAIS.00407

30- Dagenais M, Dufour JM. Durbin-Watson tests for serial correlation in regressions with missing observations. *J Econometrics*. 1985;27(3):371-81. https://doi.org/10.1016/0304-4076(85)90012-0

31- Miles J, Shevlin M. *Applying Regression and Correlation: A Guide for Students*. 2nd ed. London: SAGE; 2005.

32- Kline RB. *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. 4th ed. New York: Guilford Press; 2015.

33- Henseler J, Ringle CM, Sarstedt M. A new criterion for assessing discriminant validity in variance based structural equation modeling. *J Acad Mark Sci*. 2014;43(1):115-35. https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8

34- Chin WW. The partial least squares approach to structural equation modeling. In: *Modern Methods for Business Research*. 1998. p.295-336.

35- Conway CC, Naragon-Gainey K, Harris MT. The structure of distress tolerance and neighboring emotion regulation abilities. *Assessment*. 2021;28(4):1050-60. https://doi.org/10.1177/1073191120954914

36- McHugh RK, Otto MW. The empirical status of distress tolerance in the treatment of anxiety and avoidance: a systematic review. *Clin Psychol Rev*.2021;83:101941. https://doi.org/10.1016/j.cpr.2020.101941

37- Jeffries ER, McLeish AC, Kraemer KM, Avallone KM, Fleming JB. The role of distress tolerance in the use of specific emotion regulation strategies. Behav Modif. 2016;40(3):439-51. https://doi.org/10.1177/0145445515619596

38- Burns JW, Machin MA. Emotional avoidance and depressive symptoms: a meta-analysis. *J Behav Ther Exp Psychiatry*. 2013;44(1):45-54. https://doi.org/10.1016/j.jbtep.2012.08.007

فصلنامه علمی - پژوهشی
سبک زندگی اسلامی
با محوریت سلامت

The Mediating Role of Distress Tolerance in the Relationship Between Dysfunctional Attitudes and Loneliness: A Structural Equation Modeling Approach

Seyed Javad Banihashemi[1*], Mohammad Velayat Mehr [2]

Abstract

Introduction: The present study was designed to test the mediating role of "distress tolerance" in the relationship between "dysfunctional attitudes" and "feelings of loneliness" in teachers in Qom.

Method: The research method was descriptive correlational and based on structural equation modeling. The research sample consisted of 137 teachers (mean age = 43.53 years, 66% female) which was conducted by convenience sampling method. Data were collected using Dysfunctional Attitudes Scale (DAS-26), Distress Tolerance Scale (DTS), and Social Emotional Loneliness Scale (SELSA-S).

Results: The analyses showed that dysfunctional attitudes were positively and significantly associated with the intensity of loneliness and negatively and significantly associated with distress tolerance. In addition, distress tolerance was significantly negatively associated with loneliness. Baron and Kenny's mediation test indicated the incomplete mediating role of distress tolerance in mediating the effect of dysfunctional attitudes on loneliness; so that approximately 28% of the direct effect of dysfunctional attitudes on loneliness is transmitted through reduced distress tolerance. R^2 values showed that the variables have adequate explanatory power for loneliness (43%) and distress tolerance (40%).

Discussion and conclusion: The results of this study emphasize that to reduce feelings of loneliness and improve teachers' mental health, it is necessary to design and implement special training and educational programs to enhance distress tolerance, in addition to cognitive therapy interventions to correct ineffective attitudes.

Keywords: Distress Tolerance, Dysfunctional Attitudes, Loneliness, structural equations, Teachers.

1. *(Corresponding Author) Ph.D, Student in Psychology, Research Institute of Hawzah and University, Qom, Iran.
https://orcid.org/0000-0002-7375-3658 BANIHASHEMI@rihu.ac.ir
2.Master of Science in General Psychology, Faculty of Psychology and Educational Sciences, University of Religions and Denominations, Qom, Iran.
https://orcid.org/0009-0000-4120-4753 m.velayatmehr@urd.ac.ir