توسعه فردی و تحول سازمانی

اثر سرمایه‌های روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده بر عملکرد شغلی: نقش میانجی استرس شغلی و تعدیل‌گری جنسیت در معلمان مقطع متوسطه اول و دوم شهرستان اهواز

مهشاد وحدت[۱]، کیومرث بشلیده[۲*]، نسرین ارشدی[۲]

۱. دانش‌آموخته کارشناسی ارشد روان‌شناسی صنعتی و سازمانی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

۲. استاد گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

* ایمیل نویسنده مسئول: k.beshlideh@scu.ac.ir

شیوه استناددهی: وحدت، مهشاد.، بشلیده، کیومرث.، و ارشدی، نسرین. (۱۴۰۶). اثر سرمایه‌های روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده بر عملکرد شغلی: نقش میانجی استرس شغلی و تعدیل‌گری جنسیت در معلمان مقطع متوسطه اول و دوم شهرستان اهواز. *توسعه فردی و تحول سازمانی*، ۵(۵)، ۲۶-۱.

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی اثر سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده بر عملکرد شغلی با نقش میانجی استرس شغلی و نقش تعدیل‌گر جنسیت در معلمان مقاطع متوسطه اول و دوم شهرستان اهواز بود. پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی، از نظر زمانی مقطعی و از نظر روش توصیفی–همبستگی بود. جامعه آماری شامل معلمان مقاطع متوسطه اول و دوم شهرستان اهواز در سال تحصیلی ۱۴۰۴–۱۴۰۳ بود که از میان آنان ۳۰۰ نفر به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. ابزارهای گردآوری داده‌ها شامل پرسشنامه سرمایه روان‌شناختی لوتانز، مقیاس چندبعدی حمایت اجتماعی ادراک‌شده زیمت و همکاران، پرسشنامه استرس شغلی شوپکر و دیمیتریو و پرسشنامه عملکرد شغلی پاترسون بود. داده‌ها با استفاده از SPSS-۲۷ و AMOS-۲۴ و از طریق ضریب همبستگی پیرسون، مدل‌یابی معادلات ساختاری، بوت‌استرپ و تحلیل چندگروهی تحلیل شدند. نتایج مدل ساختاری نشان داد سرمایه روان‌شناختی بر استرس شغلی اثر منفی و معنی‌دار (β=-۰.۴۳۷, p<۰.۰۰۱) و بر عملکرد شغلی اثر مثبت و معنی‌دار داشت (β=۰.۳۲۴, p<۰.۰۰۱). حمایت اجتماعی ادراک‌شده نیز استرس شغلی را به‌طور منفی (β=-۰.۴۰۴, p<۰.۰۰۱) و عملکرد شغلی را به‌طور مثبت پیش‌بینی کرد (β=۰.۴۳۷, p<۰.۰۰۱). استرس شغلی اثر منفی و معنی‌داری بر عملکرد شغلی داشت (β=-۰.۱۸۰, p=۰.۰۰۲). اثرات غیرمستقیم سرمایه روان‌شناختی (β=۰.۰۷۹) و حمایت اجتماعی ادراک‌شده (β=۰.۰۷۳) بر عملکرد شغلی از طریق استرس شغلی معنی‌دار بودند. تحلیل چندگروهی نشان داد نقش تعدیل‌گر جنسیت معنی‌دار نبود ($\Delta\chi^2$=۴.۹۹۱, Δdf=۱۰, p>۰.۰۵). سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده، هم به‌طور مستقیم و هم از طریق کاهش استرس شغلی، موجب ارتقای عملکرد شغلی معلمان می‌شوند، درحالی‌که جنسیت ساختار کلی این روابط را به‌طور معنی‌داری تغییر نمی‌دهد.

کلیدواژگان: سرمایه روان‌شناختی، حمایت اجتماعی ادراک‌شده، استرس شغلی، عملکرد شغلی، جنسیت، معلمان.

تاریخ چاپ نهایی: ۱ آذر ۱۴۰۶

تاریخ چاپ اولیه: ۲۵ آبان ۱۴۰۵

تاریخ پذیرش: ۲۱ آبان ۱۴۰۵

تاریخ بازنگری: ۱۴ آبان ۱۴۰۵

تاریخ ارسال: ۳ مرداد ۱۴۰۵

© ۱۴۰۶ تمامی حقوق انتشار این مقاله متعلق به نویسنده است. انتشار این مقاله به‌صورت دسترسی آزاد مطابق با گواهی (CC BY-NC 4.0) صورت گرفته است.

Personal Development and Organizational Transformation

The Effect of Psychological Capital and Perceived Social Support on Job Performance: The Mediating Role of Occupational Stress and the Moderating Role of Gender among Lower and Upper Secondary School Teachers in Ahvaz

Mahshad Vahdat[1], Kioumars Beshlideh[2]*, Nasrin Arshadi[2]

1. M.A. in Industrial and Organizational Psychology, Faculty of Education and Psychology, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran
2. Professor, Faculty of Education and Psychology, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran

*Corresponding Author's Email: k.beshlideh@scu.ac.ir

How to cite: Vahdat, M., Beshlideh, K., & Arshadi, N. (2027). The Effect of Psychological Capital and Perceived Social Support on Job Performance: The Mediating Role of Occupational Stress and the Moderating Role of Gender among Lower and Upper Secondary School Teachers in Ahvaz. *Personal Development and Organizational Transformation, 5*(5), 1-26.

Abstract

This study aimed to examine the effects of psychological capital and perceived social support on job performance, with occupational stress as a mediator and gender as a moderator, among lower and upper secondary school teachers in Ahvaz. This applied, cross-sectional, descriptive-correlational study was conducted among lower and upper secondary school teachers in Ahvaz during the 2024–2025 academic year. A total of 300 teachers were selected through convenience sampling. Data were collected using the Luthans Psychological Capital Questionnaire, the Multidimensional Scale of Perceived Social Support, the Schopker and Dimitriou Occupational Stress Questionnaire, and the Patterson Job Performance Questionnaire. Data were analyzed using SPSS-27 and AMOS-24 through Pearson correlation, structural equation modeling, bootstrap analysis, and multi-group analysis. Structural equation modeling showed that psychological capital had a significant negative effect on occupational stress (β=-0.437, $p<0.001$) and a significant positive effect on job performance (β=0.324, $p<0.001$). Perceived social support also negatively predicted occupational stress (β=-0.404, $p<0.001$) and positively predicted job performance (β=0.437, $p<0.001$). Occupational stress had a significant negative effect on job performance (β=-0.180, $p=0.002$). Bootstrap analysis confirmed significant indirect effects of psychological capital (β=0.079) and perceived social support (β=0.073) on job performance through occupational stress. Multi-group analysis indicated that gender did not significantly moderate the structural relationships ($\Delta\chi^2$=4.991, Δdf=10, $p>0.05$). Psychological capital and perceived social support enhance teachers' job performance both directly and indirectly through reducing occupational stress, whereas gender does not significantly alter the overall structural relationships among the study variables.

Keywords: *Psychological capital, perceived social support, occupational stress, job performance, gender, teachers.*

Submit Date: 25 July 2026
Revise Date: 05 November 2026
Accept Date: 12 November 2026
Initial Publish: 16 November 2026
Final Publish: 22 November 2027

© 2027 the authors. This is an open access article under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0) License.

مقدمه

عملکرد شغلی معلمان یکی از مؤلفه‌های اساسی در اثربخشی نظام‌های آموزشی است، زیرا کیفیت تحقق اهداف آموزشی، نحوه اجرای برنامه‌های درسی، مدیریت فرایند یاددهی–یادگیری و میزان مشارکت دانش‌آموزان تا حد زیادی به کیفیت عملکرد حرفه‌ای معلمان وابسته است. معلمان علاوه بر انتقال دانش، مسئول ایجاد محیطی حمایتگر، هدایت فرایند یادگیری، مدیریت کلاس، ارزیابی پیشرفت تحصیلی، برقراری ارتباط با دانش‌آموزان و خانواده‌ها و مشارکت در فعالیت‌های سازمانی مدرسه هستند. بنابراین، عملکرد شغلی آنان پدیده‌ای چندبعدی است که از تعامل ویژگی‌های فردی، منابع روان‌شناختی، شرایط سازمانی و عوامل اجتماعی تأثیر می‌پذیرد. مطالعات اخیر نیز نشان داده‌اند که عملکرد شغلی معلمان را نمی‌توان صرفاً بر اساس توانایی‌های فنی یا ویژگی‌های ساختاری مدرسه تبیین کرد، بلکه عوامل روان‌شناختی، رهبری آموزشی، حمایت سازمانی و کیفیت تجربه شغلی نیز نقش تعیین‌کننده‌ای در آن دارند (Wang et al., 2025). در همین راستا، شواهد داخلی نیز نشان می‌دهد که متغیرهایی نظیر توانمندسازی روان‌شناختی، هویت حرفه‌ای و بهزیستی روان‌شناختی می‌توانند به شکل مستقیم و غیرمستقیم با عملکرد شغلی معلمان مرتبط باشند (Taqavi Deilami Pour & Pali, 2025). از سوی دیگر، اخلاق حرفه‌ای و شرایط سازمانی نیز از جمله عواملی معرفی شده‌اند که می‌توانند کیفیت عملکرد معلمان را ارتقا داده یا در صورت وجود چالش‌های محیطی، آن را با اختلال مواجه سازند (Zeinali Dargiri et al., 2025). بر این اساس، بررسی هم‌زمان منابع فردی و اجتماعی اثرگذار بر عملکرد شغلی معلمان، به‌ویژه در محیط‌های آموزشی پیچیده و پرتنش، از اهمیت نظری و کاربردی قابل‌توجهی برخوردار است.

یکی از مهم‌ترین منابع فردی که در سال‌های اخیر در روان‌شناسی سازمانی مثبت‌گرا مورد توجه قرار گرفته، سرمایه روان‌شناختی است. سرمایه روان‌شناختی به مجموعه‌ای از ظرفیت‌های مثبت روان‌شناختی شامل خودکارآمدی، امید، تاب‌آوری و خوش‌بینی اشاره دارد که فرد را قادر می‌سازد با چالش‌های محیط کار سازگار شود، در مسیر دستیابی به اهداف شغلی استمرار داشته باشد و در مواجهه با مشکلات، توان بازگشت و بازیابی خود را حفظ کند. در حرفه معلمی که با فشارهای شناختی، هیجانی و بین‌فردی متعددی همراه است، این منابع می‌توانند نقش حفاظتی و انگیزشی مهمی ایفا کنند. پژوهش‌های اخیر نشان داده‌اند که سرمایه روان‌شناختی با انگیزش حرفه‌ای معلمان ارتباط دارد و می‌تواند بخشی از سازوکار اثرگذاری محیط روانی و معنوی کار بر نگرش‌ها و رفتارهای حرفه‌ای آنان را توضیح دهد (Wu, 2024). همچنین، مطالعه معلمان نشان داده است که خودکارآمدی، امید، تاب‌آوری و خوش‌بینی به‌عنوان ابعاد اصلی سرمایه روان‌شناختی می‌توانند تحت تأثیر سبک‌های رهبری مدرسه قرار گیرند و از طریق ارتقای منابع مثبت فردی، زمینه عملکرد سازنده‌تر معلمان را فراهم کنند (Bellibaş et al., 2025). افزون بر این، شواهد نشان می‌دهد که سرمایه روان‌شناختی می‌تواند با مشارکت و درگیری حرفه‌ای معلمان ارتباط داشته باشد، به‌گونه‌ای که برخورداری از منابع روان‌شناختی بیشتر با سطح بالاتری از تعهد و مشارکت حرفه‌ای همراه است (Tighbakhsh et al., 2025).

اهمیت سرمایه روان‌شناختی تنها به پیامدهای انگیزشی محدود نمی‌شود و این سازه می‌تواند نقش مهمی در نحوه مواجهه فرد با فشارهای شغلی نیز داشته باشد. معلمی از جمله حرفه‌هایی است که با انتظارات متعدد نقش، مسئولیت‌های آموزشی، فشار ارزیابی، تعامل مستمر با دانش‌آموزان و والدین، تغییرات برنامه‌های درسی و الزامات فناورانه همراه است. در چنین شرایطی، معلمانی که از خودکارآمدی بیشتر برخوردارند، چالش‌ها را قابل‌کنترل‌تر ارزیابی می‌کنند؛ افراد امیدوار، مسیرهای جایگزین بیشتری برای حل مشکلات می‌یابند؛ معلمان تاب‌آور در برابر ناکامی‌های حرفه‌ای سریع‌تر بازیابی می‌شوند؛ و افراد خوش‌بین احتمال بیشتری دارد که رویدادهای منفی را موقتی و قابل‌مدیریت ارزیابی کنند. در تأیید این دیدگاه، یافته‌های پژوهشی نشان داده است که سرمایه روان‌شناختی می‌تواند در روابط میان عوامل محیط کار،

استرس و فرسودگی نقش واسطه‌ای داشته باشد و اثر فشارهای شغلی را بر پیامدهای منفی تعدیل کند (Li, 2025). همچنین شواهد جدید نشان داده‌اند که سرمایه روان‌شناختی می‌تواند رفتارهای نوآورانه معلمان را نیز تحت تأثیر قرار دهد و در بستر مدرسه به‌عنوان یک منبع توسعه فردی و سازمانی عمل کند (Melaku & Gobeze, 2026). بنابراین، انتظار می‌رود سرمایه روان‌شناختی هم به‌طور مستقیم با عملکرد شغلی معلمان مرتبط باشد و هم از طریق کاهش تجربه استرس شغلی، زمینه عملکرد مؤثرتر را فراهم سازد.

در کنار منابع روان‌شناختی درون‌فردی، حمایت اجتماعی ادراک‌شده یکی دیگر از منابع مهمی است که می‌تواند کیفیت تجربه شغلی معلمان را شکل دهد. حمایت اجتماعی ادراک‌شده به ارزیابی فرد از میزان دسترس‌پذیری، کفایت و قابلیت اتکای حمایت‌هایی اشاره دارد که از سوی خانواده، دوستان و افراد مهم دریافت می‌کند. در محیط‌های شغلی پرتقاضا، احساس برخورداری از روابط حمایتی می‌تواند نقش منبعی روانی را ایفا کند که به فرد کمک می‌کند فشارهای محیطی را قابل‌کنترل‌تر ارزیابی کند، هیجان‌های منفی را بهتر تنظیم کند و در مواجهه با مشکلات حرفه‌ای احساس تنهایی و درماندگی کمتری داشته باشد. شواهد پژوهشی در میان معلمان مدارس ابتدایی و متوسطه نشان داده است که حمایت اجتماعی ادراک‌شده با تنظیم هیجان و فرسودگی شغلی ارتباط معناداری دارد و شبکه حمایتی فرد می‌تواند در کاهش پیامدهای منفی فشارهای شغلی نقش داشته باشد (Li & Liu, 2025). همچنین، مطالعات حوزه حمایت سازمانی نشان داده‌اند که ادراک حمایت می‌تواند رضایت شغلی معلمان را بهبود بخشد و این رابطه تا حدی از طریق سازوکارهای جمعی نظیر خودکارآمدی جمعی شکل می‌گیرد (Zhu et al., 2024). این یافته‌ها نشان می‌دهد که حمایت ادراک‌شده صرفاً یک عامل بیرونی نیست، بلکه نحوه ادراک فرد از دسترس‌پذیری حمایت می‌تواند بر ارزیابی روان‌شناختی شرایط کاری اثر بگذارد.

حمایت اجتماعی همچنین می‌تواند با انگیزش، هویت حرفه‌ای و انتظارات شغلی افراد مرتبط باشد. یافته‌های جدید در حوزه آموزش نشان داده‌اند که حمایت اجتماعی ادراک‌شده می‌تواند احساس رسالت شغلی و نگرش‌های حرفه‌ای مثبت را تقویت کند و بخشی از این اثر از طریق انتظارات مثبت نسبت به پیامدهای حرفه‌ای و تقویت هویت شغلی اعمال شود (Shang et al., 2026). در محیط‌های آموزشی، حمایت دریافتی از همکاران، خانواده و افراد مهم می‌تواند امکان بازیابی روان‌شناختی پس از تجربه‌های دشوار را افزایش دهد و در نتیجه از کاهش انگیزش و عملکرد جلوگیری کند. علاوه بر این، شواهد مرتبط با حمایت هیجانی در زمینه‌های آموزشی نشان داده است که ادراک حمایت می‌تواند به‌طور غیرمستقیم با شایستگی اجتماعی–هیجانی و بهزیستی روان‌شناختی مرتبط باشد و نقش میانجی مهمی در سازگاری افراد ایفا کند (Gao et al., 2025). اگرچه مطالعه اخیر در سطح دانش‌آموزان انجام شده است، سازوکار نظری آن مبنی بر نقش حمایت ادراک‌شده در تقویت منابع روانی می‌تواند برای محیط‌های شغلی آموزشی نیز قابل‌توجه باشد. افزون بر آن، یافته‌های مربوط به رهبری و حمایت نهادی نشان داده است که وجود یک فضای حمایتی می‌تواند اثر رهبری آموزشی را بر پیامدهای انگیزشی و خودتعیین‌گری افراد تقویت کند (Assefa et al., 2025). از این منظر، حمایت اجتماعی ادراک‌شده می‌تواند هم به‌طور مستقیم عملکرد شغلی معلمان را تقویت کند و هم از طریق کاهش فشار ادراک‌شده و استرس شغلی به بهبود عملکرد آنان بینجامد.

استرس شغلی یکی از مهم‌ترین متغیرهایی است که می‌تواند رابطه میان منابع مثبت فردی و اجتماعی و عملکرد شغلی را توضیح دهد. استرس شغلی زمانی شکل می‌گیرد که فرد الزامات و انتظارات محیط کار را فراتر از منابع و ظرفیت‌های در دسترس خود ارزیابی کند. حرفه معلمی به دلیل ماهیت ارتباطی و مسئولیت‌های چندگانه، مستعد تجربه استرس است. فشار زمانی، حجم بالای کار، ابهام و تعارض نقش، رفتارهای دشوار دانش‌آموزان، انتظارات والدین، الزامات ارزیابی عملکرد، تغییرات فناورانه و کاهش کنترل بر شرایط آموزشی از جمله عواملی هستند

که می‌توانند سطح استرس معلمان را افزایش دهند. شواهد نشان داده است که استرس معلمان با رضایت شغلی آنان ارتباط منفی دارد و عواملی نظیر خودکارآمدی و انگیزش می‌توانند در نحوه تجربه استرس نقش داشته باشند (Skaalvik & Skaalvik, 2023). علاوه بر این، پژوهش‌های جدید در میان مدرسان نشان داده است که استرس شغلی با تاب‌آوری، هوش هیجانی و رضایت شغلی ارتباط دارد و منابع روان‌شناختی بالاتر می‌توانند افراد را در برابر پیامدهای منفی استرس محافظت کنند (Chen & Xie, 2025).

در سال‌های اخیر، شکل‌های جدیدی از استرس شغلی نیز در محیط‌های آموزشی برجسته شده‌اند. گسترش فناوری‌های آموزشی، سامانه‌های یادگیری الکترونیکی و الزامات دیجیتال موجب شده است که فشار ناشی از فناوری یا «تکنواسترس» به یکی از چالش‌های مهم حرفه معلمی تبدیل شود. پژوهش‌ها نشان داده‌اند که تکنواسترس می‌تواند با افزایش فرسودگی و کاهش رضایت شغلی همراه باشد و از این طریق عملکرد و بهزیستی معلمان را تحت تأثیر قرار دهد (Tu et al., 2025). همچنین گزارش شده است که تکنواسترس می‌تواند مستقیماً عملکرد شغلی معلمان را کاهش دهد، به‌ویژه زمانی که الزامات فناورانه با مهارت‌ها و منابع فردی آنان تناسب نداشته باشد (Valiao, 2025). این یافته‌ها اهمیت استرس شغلی را به‌عنوان یک سازوکار مرکزی در تبیین عملکرد معلمان برجسته می‌کنند. در واقع، حتی در شرایطی که معلم از منابع روان‌شناختی و اجتماعی مطلوبی برخوردار است، افزایش فشارهای شغلی می‌تواند بخشی از ظرفیت عملکردی وی را کاهش دهد. از سوی دیگر، منابع مثبت می‌توانند از طریق کاهش ارزیابی تهدیدآمیز از شرایط کار، اثر استرس بر عملکرد را تضعیف کنند.

نقش میانجی استرس شغلی در مدل حاضر از این جهت اهمیت دارد که می‌تواند توضیح دهد سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده از چه مسیری به عملکرد شغلی منجر می‌شوند. پژوهش‌های پیشین نشان داده‌اند که حمایت‌های محیطی و ویژگی‌های مثبت روان‌شناختی می‌توانند از طریق کاهش استرس، فرسودگی و فشار شغلی به پیامدهای حرفه‌ای مطلوب‌تر منتهی شوند. برای نمونه، در پژوهشی درباره معلمان دانشگاه، حمایت کار–خانواده و استرس شغلی با فرسودگی ارتباط داشتند و سرمایه روان‌شناختی به‌عنوان یک سازوکار میانجی در این روابط عمل کرد (Li, 2025). همچنین، در مطالعه‌ای درباره معلمان مدارس ابتدایی، ادراک رهبری مدیر با درگیری شغلی ارتباط داشت و استرس شغلی و بازطراحی شغل بخشی از این رابطه را توضیح می‌دادند (Chen & Xie, 2026). علاوه بر این، پژوهش‌های مرتبط با استرس نقش نشان داده‌اند که رهبری تحول‌آفرین می‌تواند از طریق تقویت تعهد عاطفی و رضایت شغلی، استرس نقش معلمان را کاهش دهد (Yong & Zhang, 2025). این شواهد نشان می‌دهند که استرس شغلی نه فقط یک پیامد منفی مستقل، بلکه یک حلقه واسط مهم میان منابع فردی و محیطی و نتایج شغلی است.

از سوی دیگر، روابط میان سرمایه روان‌شناختی، حمایت اجتماعی، استرس و عملکرد ممکن است برای زنان و مردان کاملاً یکسان نباشد. جنسیت می‌تواند با نحوه ادراک مطالبات شغلی، دسترسی به منابع حمایتی، الگوهای مقابله‌ای، مسئولیت‌های خانوادگی و نحوه پاسخ به فشارهای محیط کار مرتبط باشد. یافته‌های مطالعات مربوط به استرس شغلی معلمان نشان داده‌اند که برخی ابعاد استرس و پیامدهای آن می‌توانند بر اساس جنسیت متفاوت باشند و زنان و مردان ممکن است الگوهای متفاوتی از فشار روانی و منابع حمایتی تجربه کنند (Tsubono et al., 2024). به همین دلیل، صرف گزارش تفاوت‌های میانگین میان زنان و مردان برای بررسی نقش جنسیت کافی نیست و لازم است مشخص شود آیا شدت روابط میان متغیرهای مدل نیز بر اساس جنسیت تغییر می‌کند یا خیر. در چنین شرایطی، تحلیل چندگروهی در مدل‌یابی معادلات ساختاری امکان مقایسه ضرایب مسیر را بین زنان و مردان فراهم می‌سازد و می‌تواند نشان دهد که آیا جنسیت نقش تعدیل‌کننده‌ای در روابط میان منابع روان‌شناختی و اجتماعی، استرس شغلی و عملکرد شغلی ایفا می‌کند.

اهمیت بررسی این روابط در میان معلمان دوره‌های متوسطه اول و دوم نیز قابل‌توجه است. معلمان این مقاطع با دانش‌آموزانی در دوره نوجوانی مواجه هستند که از نظر شناختی، هیجانی و اجتماعی در مرحله‌ای حساس از رشد قرار دارند. مدیریت کلاس، پاسخ‌گویی به نیازهای متنوع دانش‌آموزان، اجرای برنامه‌های درسی، ارزیابی‌های مستمر، تعامل با والدین و مدیریت تفاوت‌های فردی می‌تواند تقاضاهای شغلی بالایی را ایجاد کند. در چنین فضایی، کیفیت عملکرد معلم ممکن است بیش از بسیاری از مشاغل دیگر تحت تأثیر منابع روان‌شناختی و حمایت‌های اجتماعی قرار گیرد. شواهد مرتبط با عملکرد شغلی معلمان نیز تأکید می‌کنند که رفتارهای رهبری، منابع سازمانی و عوامل روان‌شناختی باید به‌صورت یکپارچه بررسی شوند تا بتوان تصویر دقیق‌تری از عوامل مؤثر بر عملکرد به دست آورد (Wang et al., 2025). همچنین، مطالعات مربوط به عملکرد معلمان نشان داده‌اند که مداخلات و سیاست‌های سازمانی زمانی اثربخش‌تر خواهند بود که هم به مؤلفه‌های روان‌شناختی فرد و هم به شرایط حمایتی محیط توجه شود (Zeinali Dargiri et al., 2025). بنابراین، تمرکز صرف بر آموزش مهارت‌های حرفه‌ای بدون توجه به سلامت روان‌شناختی، منابع حمایتی و استرس شغلی ممکن است برای ارتقای پایدار عملکرد معلمان کافی نباشد.

با وجود گسترش ادبیات مربوط به سرمایه روان‌شناختی، حمایت اجتماعی، استرس و عملکرد شغلی، هنوز چند خلأ مهم وجود دارد. نخست آنکه بخش قابل‌توجهی از پژوهش‌های گذشته هر یک از این متغیرها را به‌صورت جداگانه یا در مدل‌هایی محدود بررسی کرده‌اند و کمتر مطالعه‌ای سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده را به‌طور هم‌زمان به‌عنوان دو منبع فردی و اجتماعی وارد یک مدل ساختاری کرده است. دوم آنکه هرچند نقش استرس شغلی در پیامدهایی مانند رضایت، فرسودگی و درگیری شغلی بررسی شده است، نقش میانجی آن در رابطه هم‌زمان سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده با عملکرد شغلی معلمان نیازمند بررسی بیشتر است. سوم آنکه جنسیت اغلب به‌عنوان یک متغیر جمعیت‌شناختی کنترل‌شده در مطالعات مطرح شده است، درحالی‌که بررسی آن به‌عنوان تعدیل‌گر ساختاری می‌تواند اطلاعات دقیق‌تری درباره تفاوت احتمالی سازوکارهای اثرگذاری ارائه دهد. افزون بر این، بخش مهمی از شواهد موجود از بافت‌های آموزشی خارج از ایران به دست آمده است و با توجه به تفاوت‌های فرهنگی، اجتماعی و سازمانی، نمی‌توان بدون آزمون تجربی فرض کرد که الگوهای مشاهده‌شده در سایر کشورها عیناً در میان معلمان ایرانی نیز برقرار باشد.

بنابراین، ترکیب سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده در یک مدل واحد می‌تواند چشم‌انداز جامع‌تری برای تبیین عملکرد شغلی فراهم کند. سرمایه روان‌شناختی نشان‌دهنده منابع درونی فرد برای مقابله با مشکلات و پیگیری اهداف است، درحالی‌که حمایت اجتماعی ادراک‌شده بازتاب منابع بین‌فردی و اجتماعی در دسترس وی است. از منظر نظری، وجود هم‌زمان این دو نوع منبع می‌تواند توان فرد را برای مقابله با مطالبات شغلی افزایش دهد، ارزیابی تهدیدآمیز از شرایط را کاهش دهد و در نتیجه سطح استرس شغلی را پایین آورد. این کاهش استرس می‌تواند منابع شناختی و هیجانی بیشتری را برای انجام وظایف حرفه‌ای آزاد کند و به بهبود عملکرد شغلی منجر شود. از منظر کاربردی نیز شناسایی سهم نسبی این متغیرها می‌تواند مدیران مدارس و سیاست‌گذاران آموزشی را در طراحی برنامه‌هایی برای توسعه سرمایه روان‌شناختی، تقویت شبکه‌های حمایتی، کاهش استرس و ارتقای عملکرد معلمان یاری کند. به‌ویژه اگر مشخص شود الگوی روابط برای زنان و مردان مشابه یا متفاوت است، می‌توان درباره ضرورت طراحی مداخلات عمومی یا حساس به جنسیت تصمیم‌گیری دقیق‌تری داشت. در مجموع، ادغام این متغیرها در یک چارچوب ساختاری می‌تواند هم به غنای نظری ادبیات روان‌شناسی شغلی معلمان و هم به تدوین راهبردهای عملی در نظام آموزشی کمک کند.

هدف پژوهش حاضر، بررسی اثر سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده بر عملکرد شغلی با نقش میانجی استرس شغلی و نقش تعدیل‌گر جنسیت در معلمان مقاطع متوسطه اول و دوم شهرستان اهواز بود.

روش‌شناسی

پژوهش حاضر از نظر هدف، کاربردی و از نظر بعد زمانی، مقطعی بود؛ زیرا با هدف تبیین عوامل مؤثر بر عملکرد شغلی معلمان و ارائه شواهدی کاربردی برای بهبود عملکرد آنان انجام شد و داده‌های مورد نیاز نیز در یک مقطع زمانی مشخص گردآوری شدند. از نظر ماهیت و روش، پژوهش توصیفی و غیرآزمایشی از نوع همبستگی بود. با توجه به اینکه هدف اصلی پژوهش، آزمون الگویی از روابط میان سرمایه روان‌شناختی، حمایت اجتماعی ادراک‌شده، استرس شغلی و عملکرد شغلی و همچنین بررسی هم‌زمان اثرات مستقیم، غیرمستقیم و تعدیل‌گر بود، از رویکرد مدل‌یابی معادلات ساختاری استفاده شد. در الگوی مفهومی پژوهش، سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده به‌عنوان متغیرهای پیش‌بین، عملکرد شغلی به‌عنوان متغیر پیامد، استرس شغلی به‌عنوان متغیر میانجی و جنسیت به‌عنوان متغیر تعدیل‌گر در نظر گرفته شدند. استفاده از مدل‌یابی معادلات ساختاری این امکان را فراهم ساخت که مجموعه روابط فرض‌شده میان متغیرها به‌طور هم‌زمان بررسی شود و علاوه بر اثرات مستقیم متغیرهای پیش‌بین بر عملکرد شغلی، سازوکار غیرمستقیم اثرگذاری آن‌ها از طریق استرس شغلی و تفاوت ساختاری این روابط میان زنان و مردان نیز مورد آزمون قرار گیرد.

جامعه آماری پژوهش شامل تمامی معلمان شاغل در مدارس دخترانه و پسرانه دوره‌های متوسطه اول و دوم شهرستان اهواز در سال تحصیلی ۱۴۰۴–۱۴۰۳ بود. نمونه پژوهش به شیوه نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شد. بدین منظور، پس از تهیه نسخه الکترونیکی ابزارهای پژوهش در سامانه پرس‌لاین، پیوند پرسشنامه با هماهنگی مدیران گروه‌های مجازی مرتبط با معلمان در اختیار افراد واجد شرایط جامعه هدف قرار گرفت. در ابتدای پرسشنامه، توضیحاتی درباره هدف پژوهش، اهمیت مشارکت، اختیاری بودن پاسخ‌گویی و محرمانه ماندن اطلاعات ارائه شد. همچنین از شرکت‌کنندگان خواسته شد اطلاعات شناسایی‌کننده‌ای نظیر نام و محل خدمت خود را ثبت نکنند تا زمینه برای پاسخ‌گویی آزادانه‌تر و کاهش سوگیری ناشی از نگرانی درباره شناسایی فردی فراهم شود. در پایان پرسشنامه نیز نشانی ایمیل پژوهشگر در اختیار شرکت‌کنندگان قرار گرفت تا در صورت تمایل بتوانند دیدگاه‌ها، پیشنهادها یا پرسش‌های خود را مطرح کنند. در مجموع، صفحه پرسشنامه ۸۵۸ بار مشاهده شد و ۳۰۰ نفر پرسشنامه را به‌طور کامل تکمیل کردند که معادل نرخ پاسخ‌دهی ۳۴٫۹۶ درصد بود. حجم نمونه ۳۰۰ نفری با توجه به توصیه‌های رایج در مدل‌یابی معادلات ساختاری و تحلیل مسیر برای آزمون مدل‌های چندمتغیری، برای انجام تحلیل‌های مورد نظر مناسب ارزیابی شد.

از مجموع ۳۰۰ معلم شرکت‌کننده در پژوهش، ۱۵۲ نفر معادل ۵۰٫۶۷ درصد زن و ۱۴۸ نفر معادل ۴۹٫۳۳ درصد مرد بودند و بنابراین توزیع جنسیتی نمونه تقریباً متوازن بود؛ ویژگی‌ای که برای آزمون نقش تعدیل‌گر جنسیت از طریق تحلیل چندگروهی اهمیت ویژه‌ای داشت. از نظر تحصیلات، ۳۰ نفر معادل ۱۰٫۰۰ درصد دارای مدرک کاردانی، ۱۳۴ نفر معادل ۴۴٫۶۷ درصد دارای مدرک کارشناسی، ۱۰۹ نفر معادل ۳۶٫۳۳ درصد دارای مدرک کارشناسی ارشد و ۲۷ نفر معادل ۹٫۰۰ درصد دارای مدرک دکتری بودند. از نظر سابقه کاری، ۷۱ نفر معادل ۲۳٫۶۷ درصد کمتر از پنج سال سابقه، ۱۲۴ نفر معادل ۴۱٫۳۳ درصد بین پنج تا ده سال، ۸۷ نفر معادل ۲۹٫۰۰ درصد بین ده تا بیست سال و ۱۸ نفر معادل ۶٫۰۰ درصد بیش از بیست سال سابقه کاری داشتند. بنابراین، ۶۵٫۰۰ درصد شرکت‌کنندگان کمتر از ده سال سابقه خدمت داشتند. میانگین سنی کل نمونه ۳۴٫۴۸ سال با انحراف معیار ۷٫۱۴ بود و دامنه سنی شرکت‌کنندگان از ۲۰ تا ۵۷ سال متغیر بود. میانگین سنی زنان

۳۳٫۹۶ سال با انحراف معیار ۷٫۴۶ و میانگین سنی مردان ۳۵٫۰۱ سال با انحراف معیار ۶٫۷۹ بود. این ویژگی‌ها نشان می‌دهد که نمونه پژوهش از نظر جنسیت تقریباً متوازن و از نظر تحصیلات عمدتاً متشکل از افراد دارای مدرک کارشناسی و کارشناسی ارشد بود.

برای سنجش سرمایه روان‌شناختی از پرسشنامه سرمایه روان‌شناختی لوتانز و همکاران که در سال ۲۰۰۷ تدوین شد، استفاده گردید. این ابزار شامل ۲۴ گویه و چهار خرده‌مقیاس خودکارآمدی، امید، تاب‌آوری و خوش‌بینی است که هر خرده‌مقیاس با شش گویه اندازه‌گیری می‌شود. پاسخ‌دهندگان میزان موافقت خود را با هر گویه در یک مقیاس لیکرت شش‌درجه‌ای از ۱ به معنای «کاملاً مخالفم» تا ۶ به معنای «کاملاً موافقم» مشخص کردند. در نتیجه، دامنه نمره کل این پرسشنامه از ۲۴ تا ۱۴۴ متغیر بود و نمرات بالاتر بیانگر سطح بیشتر سرمایه روان‌شناختی بودند. مؤلفه خودکارآمدی بر احساس شایستگی و اعتماد فرد به توانایی انجام موفقیت‌آمیز وظایف شغلی، مؤلفه امید بر عاملیت هدفمند و توانایی یافتن مسیرهای مختلف برای دستیابی به اهداف، مؤلفه تاب‌آوری بر توانایی بازیابی و سازگاری در مواجهه با مشکلات و ناکامی‌ها و مؤلفه خوش‌بینی بر انتظار پیامدهای مطلوب و ارزیابی مثبت از آینده شغلی تأکید دارد. در مطالعات پیشین، شواهد مطلوبی درباره پایایی و روایی این ابزار گزارش شده و ضرایب آلفای کرونباخ در مطالعات داخلی و خارجی عمدتاً در سطح مطلوب قرار داشته‌اند. در پژوهش حاضر نیز روایی سازه ابزار از طریق تحلیل عاملی تأییدی با روش برآورد حداکثر درست‌نمایی در نرم‌افزار AMOS-24 بررسی شد. نتایج نشان داد که ساختار چهارعاملی پرسشنامه از برازش بسیار مطلوبی برخوردار است؛ به‌طوری‌که χ^2 برابر با ۲۶۷٫۲۰، درجه آزادی برابر با ۲۴۶، نسبت χ^2/df برابر با ۱٫۰۸، IFI برابر با ۰٫۹۸۵، CFI برابر با ۰٫۹۸۴، RMSEA برابر با ۰٫۰۱۷ و TLI برابر با ۰٫۹۸۲ به دست آمد. تمام گویه‌ها نیز بر عامل‌های مربوط به خود بار عاملی معناداری داشتند. افزون بر این، ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس در نمونه حاضر ۰٫۸۸۱ به دست آمد که بیانگر همسانی درونی مطلوب ابزار بود.

حمایت اجتماعی ادراک‌شده با استفاده از مقیاس چندبعدی حمایت اجتماعی ادراک‌شده زیمت و همکاران که در سال ۱۹۸۸ تدوین شد، اندازه‌گیری گردید. این مقیاس شامل ۱۲ گویه است و ادراک فرد از حمایت اجتماعی دریافتی از سه منبع خانواده، دوستان و دیگران مهم را ارزیابی می‌کند. هر یک از این ابعاد شامل چهار گویه است و پاسخ‌ها بر اساس یک مقیاس لیکرت هفت‌درجه‌ای از ۱ به معنای «کاملاً مخالفم» تا ۷ به معنای «کاملاً موافقم» ثبت می‌شوند. دامنه نمره کل مقیاس بین ۱۲ تا ۸۴ و دامنه نمره هر خرده‌مقیاس بین ۴ تا ۲۸ است و نمره بالاتر نشان‌دهنده ادراک حمایت اجتماعی بیشتر از سوی منابع پیرامونی است. شواهد حاصل از مطالعات داخلی و خارجی، روایی و پایایی مناسب این مقیاس و ساختار سه‌عاملی آن را تأیید کرده‌اند. در پژوهش حاضر، برای بررسی روایی سازه مقیاس از تحلیل عاملی تأییدی با برآورد حداکثر درست‌نمایی استفاده شد و شاخص‌های برازش، شامل χ^2 برابر با ۶۴٫۰۰، درجه آزادی ۵۱، نسبت χ^2/df برابر با ۱٫۲۵، IFI برابر با ۰٫۹۸۸، CFI برابر با ۰٫۹۸۸، RMSEA برابر با ۰٫۰۲۹ و TLI برابر با ۰٫۹۸۵، برازش مطلوب مدل اندازه‌گیری را نشان دادند. همچنین، تمام گویه‌ها به‌طور معنادار بر ابعاد نظری متناظر خود بارگذاری شدند. ضریب آلفای کرونباخ کل این مقیاس در پژوهش حاضر ۰٫۸۷۴ بود که حاکی از همسانی درونی مطلوب آن است.

برای اندازه‌گیری استرس شغلی از بخش مربوط به استرس شغلی پرسشنامه شوپکر و دیمیتریو، تدوین‌شده در سال ۲۰۲۱، استفاده شد. این مقیاس دارای ۹ گویه است و میزان تجربه استرس و آشفتگی مرتبط با محیط، نقش‌ها و مسئولیت‌های شغلی را می‌سنجد. پاسخ‌دهندگان هر گویه را بر اساس یک مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای از ۱ به معنای «خیلی کم» تا ۵ به معنای «خیلی زیاد» ارزیابی کردند و نمره کل از مجموع امتیازات گویه‌ها به دست آمد؛ بنابراین دامنه نمره کل بین ۹ تا ۴۵ بود و نمره بالاتر نشان‌دهنده سطح بالاتر استرس شغلی بود. در مطالعات

پیشین، اعتبار ساختاری این ابزار تأیید شده و ضرایب پایایی بالایی برای آن گزارش شده است. در پژوهش حاضر نیز روایی سازه از طریق تحلیل عاملی تأییدی با روش حداکثر درست‌نمایی بررسی شد. مقادیر χ^2 برابر با ۳۳،۳۰، درجه آزادی برابر با ۲۷، نسبت χ^2/df برابر با ۱،۲۲، IFI برابر با ۰،۹۹۳، CFI برابر با ۰،۹۹۳، RMSEA برابر با ۰،۰۲۸ و TLI برابر با ۰،۹۹۱ به دست آمد که همگی حاکی از برازش بسیار مطلوب ساختار عاملی ابزار بودند. تمام گویه‌های مقیاس نیز دارای بارهای عاملی معنادار بودند. ضریب آلفای کرونباخ مقیاس در نمونه پژوهش حاضر ۰،۸۶۴ محاسبه شد که نشان‌دهنده پایایی مطلوب ابزار است.

عملکرد شغلی با استفاده از پرسشنامه عملکرد شغلی پاترسون، تدوین‌شده در سال ۱۹۸۹، ارزیابی شد. این پرسشنامه شامل ۱۵ گویه است که جنبه‌های مختلف رفتار و عملکرد مؤثر فرد در محیط کار، از جمله رعایت مقررات، مسئولیت‌پذیری، پذیرش اشتباهات، حفظ محرمانگی اطلاعات شغلی و انجام مناسب وظایف محوله را اندازه‌گیری می‌کند. پاسخ‌ها بر مبنای یک طیف لیکرت پنج‌درجه‌ای از ۱ به معنای «هرگز» تا ۵ به معنای «همیشه» ثبت شدند. دامنه نمره کل پرسشنامه از ۱۵ تا ۷۵ متغیر بود و نمره بالاتر نشان‌دهنده عملکرد شغلی مطلوب‌تر بود. نسخه فارسی این پرسشنامه پیش‌تر در مطالعات داخلی مورد استفاده قرار گرفته و شواهد مناسبی درباره اعتبار و پایایی آن گزارش شده است. در پژوهش حاضر، روایی ساختاری پرسشنامه از طریق تحلیل عاملی تأییدی و با استفاده از روش برآورد حداکثر درست‌نمایی بررسی شد. شاخص‌های برازش شامل χ^2 برابر با ۸۰،۷۰، درجه آزادی ۹۰، نسبت χ^2/df برابر با ۰،۸۹، CFI برابر با ۱،۰۰۰ و RMSEA برابر با ۰،۰۰۱ بود که در مجموع برازش بسیار مطلوب مدل اندازه‌گیری را نشان داد. تمام گویه‌ها نیز بار عاملی معناداری بر سازه عملکرد شغلی داشتند. در نهایت، ضریب آلفای کرونباخ این پرسشنامه در پژوهش حاضر ۰،۸۸۱ محاسبه شد و همسانی درونی مطلوب آن را تأیید کرد.

تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS نسخه ۲۷ و AMOS نسخه ۲۴ انجام شد. در مرحله نخست، داده‌ها از نظر کامل بودن پاسخ‌ها و قابلیت ورود به تحلیل بررسی شدند و سپس برای توصیف ویژگی‌های نمونه و متغیرهای اصلی پژوهش از شاخص‌های آمار توصیفی شامل فراوانی، درصد، میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی استفاده شد. به‌منظور بررسی جهت و شدت روابط دو متغیری میان سرمایه روان‌شناختی، حمایت اجتماعی ادراک‌شده، استرس شغلی و عملکرد شغلی، ضرایب همبستگی پیرسون محاسبه شدند. همچنین، پیش از آزمون مدل ساختاری، مدل‌های اندازه‌گیری ابزارها از طریق تحلیل عاملی تأییدی بررسی شدند و برآورد پارامترها در تمامی مدل‌های اندازه‌گیری و ساختاری با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی انجام گرفت.

برای آزمون مدل مفهومی پژوهش، از مدل‌یابی معادلات ساختاری و به‌طور خاص تحلیل مسیر استفاده شد. در این مدل، اثرات مستقیم سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده بر عملکرد شغلی و استرس شغلی و همچنین اثر مستقیم استرس شغلی بر عملکرد شغلی برآورد شد. افزون بر این، اثرات غیرمستقیم سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده بر عملکرد شغلی از طریق استرس شغلی به‌منظور آزمون نقش میانجی این متغیر بررسی گردید. معناداری اثرات غیرمستقیم با استفاده از روش بوت‌استرپ و بر مبنای فاصله اطمینان بوت‌استرپ ارزیابی شد؛ به‌گونه‌ای که قرار نگرفتن مقدار صفر در فاصله اطمینان اثر غیرمستقیم به‌عنوان شواهد معناداری اثر میانجی در نظر گرفته شد. برای ارزیابی کفایت برازش مدل پیشنهادی با داده‌های مشاهده‌شده از مجموعه‌ای از شاخص‌های برازش استفاده شد. نسبت χ^2/df کمتر یا مساوی ۳، مقدار RMSEA کمتر یا مساوی ۰،۰۸ و مقادیر CFI، TLI و IFI برابر یا بیشتر از ۰،۹۰ به‌عنوان معیارهای برازش قابل قبول در نظر گرفته شدند.

به‌منظور بررسی نقش تعدیل‌گر جنسیت، از تحلیل چندگروهی در چارچوب مدل‌یابی معادلات ساختاری استفاده شد. ابتدا مدل ساختاری به‌صورت جداگانه برای معلمان زن و مرد برآورد گردید و سپس میزان همسانی یا تفاوت ضرایب مسیر میان دو گروه مورد ارزیابی قرار گرفت. با توجه به توزیع تقریباً متوازن زنان و مردان در نمونه، امکان مقایسه ساختاری روابط میان متغیرهای مدل در دو گروه با کفایت مناسبی فراهم بود. در این تحلیل، مدل‌های دارای محدودیت برابری ضرایب مسیر با مدل‌های بدون محدودیت مقایسه شدند تا مشخص شود آیا شدت یا جهت روابط سرمایه روان‌شناختی، حمایت اجتماعی ادراک‌شده و استرس شغلی با عملکرد شغلی بر حسب جنسیت متفاوت است یا خیر. به این ترتیب، راهبرد تحلیل آماری پژوهش امکان آزمون هم‌زمان روابط مستقیم، اثرات میانجی و نقش تعدیل‌گر جنسیت را در قالب یک چارچوب تحلیلی منسجم فراهم ساخت.

یافته‌ها

در این بخش، ابتدا شاخص‌های توصیفی متغیرهای اصلی پژوهش شامل سرمایه روان‌شناختی، حمایت اجتماعی ادراک‌شده، استرس شغلی و عملکرد شغلی در کل نمونه و به تفکیک جنسیت گزارش شد. سپس روابط دومتغیری میان متغیرهای پژوهش با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون بررسی گردید. در ادامه، پیش‌فرض‌های لازم برای اجرای مدل‌یابی معادلات ساختاری شامل نبود داده‌های گمشده و پرت، نرمال بودن توزیع داده‌ها و نبود هم‌خطی چندگانه ارزیابی شد. پس از تأیید این پیش‌فرض‌ها، مدل ساختاری پیشنهادی پژوهش آزمون شد و شاخص‌های برازش، ضرایب مسیر مستقیم و اثرات غیرمستقیم مورد بررسی قرار گرفت. در نهایت، به‌منظور تعیین نقش تعدیل‌گر جنسیت، تحلیل چندگروهی انجام شد و ساختار روابط میان متغیرها در گروه زنان و مردان با یکدیگر مقایسه گردید.

شاخص‌های توصیفی متغیرهای اصلی پژوهش به تفکیک جنسیت و برای کل نمونه در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی متغیرهای اصلی پژوهش به تفکیک جنسیت و کل نمونه

متغیر	گروه	تعداد	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
سرمایه روان‌شناختی	زن	۱۵۲	۷۲.۲۴	۱۷.۳۶	۳۰	۱۱۲
	مرد	۱۴۸	۷۱.۶۷	۱۷.۹۰	۲۷	۱۱۵
	کل	۳۰۰	۷۱.۹۶	۱۷.۶۰	۲۷	۱۱۵
حمایت اجتماعی ادراک‌شده	زن	۱۵۲	۴۸.۹۷	۱۵.۷۵	۱۵	۸۲
	مرد	۱۴۸	۴۷.۰۲	۱۵.۴۲	۱۴	۸۱
	کل	۳۰۰	۴۸.۰۱	۱۵.۵۹	۱۴	۸۲
استرس شغلی	زن	۱۵۲	۲۶.۷۷	۸.۹۵	۹	۴۵
	مرد	۱۴۸	۲۶.۹۰	۸.۹۸	۱۰	۴۴
	کل	۳۰۰	۲۶.۸۳	۸.۹۵	۹	۴۵
عملکرد شغلی	زن	۱۵۲	۴۵.۷۴	۱۲.۹۱	۱۶	۷۲
	مرد	۱۴۸	۴۴.۳۹	۱۲.۸۶	۱۶	۷۱
	کل	۳۰۰	۴۵.۰۷	۱۲.۸۹	۱۶	۷۲

مطابق جدول ۱، میانگین و انحراف معیار سرمایه روان‌شناختی در کل نمونه به‌ترتیب ۷۱.۹۶ و ۱۷.۶۰ بود. میانگین حمایت اجتماعی ادراک‌شده ۴۸.۰۱ با انحراف معیار ۱۵.۵۹، میانگین استرس شغلی ۲۶.۸۳ با انحراف معیار ۸.۹۵ و میانگین عملکرد شغلی ۴۵.۰۷ با انحراف معیار ۱۲.۸۹ به دست آمد. مقایسه توصیفی زنان و مردان نشان داد که میانگین سرمایه روان‌شناختی در زنان ۷۲.۲۴ و در مردان ۷۱.۶۷، حمایت اجتماعی

ادراک‌شده در زنان ۴۸.۹۷ و در مردان ۴۷.۰۲، استرس شغلی در زنان ۲۶.۷۷ و در مردان ۲۶.۹۰ و عملکرد شغلی در زنان ۴۵.۷۴ و در مردان ۴۴.۳۹ بود. بنابراین، در سطح توصیفی تفاوت چشمگیری میان دو گروه جنسیتی در میانگین متغیرهای اصلی مشاهده نشد.

به‌منظور بررسی روابط اولیه میان متغیرهای اصلی پژوهش، ضرایب همبستگی پیرسون در کل نمونه و به تفکیک زنان و مردان محاسبه شد. نتایج در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. ماتریس همبستگی متغیرهای اصلی پژوهش در کل نمونه، زنان و مردان

گروه	متغیر	سرمایه روان‌شناختی	حمایت اجتماعی ادراک‌شده	استرس شغلی	عملکرد شغلی
کل نمونه	سرمایه روان‌شناختی	۱	۰.۳۱۶**	-۰.۵۰۵**	۰.۵۰۴**
	حمایت اجتماعی ادراک‌شده	۰.۳۱۶**	۱	-۰.۴۸۷**	۰.۵۶۲**
	استرس شغلی	-۰.۵۰۵**	-۰.۴۸۷**	۱	-۰.۵۴۷**
	عملکرد شغلی	۰.۵۰۴**	۰.۵۶۲**	-۰.۵۴۷**	۱
زنان	سرمایه روان‌شناختی	۱	۰.۲۸۵**	-۰.۵۳۲**	۰.۴۸۷**
	حمایت اجتماعی ادراک‌شده	۰.۲۸۵**	۱	-۰.۵۰۰**	۰.۵۴۳**
	استرس شغلی	-۰.۵۳۲**	-۰.۵۰۰**	۱	-۰.۵۷۳**
	عملکرد شغلی	۰.۴۸۷**	۰.۵۴۳**	-۰.۵۷۳**	۱
مردان	سرمایه روان‌شناختی	۱	۰.۳۴۸**	-۰.۴۷۹**	۰.۵۲۱**
	حمایت اجتماعی ادراک‌شده	۰.۳۴۸**	۱	-۰.۴۷۴**	۰.۵۸۰**
	استرس شغلی	-۰.۴۷۹**	-۰.۴۷۴**	۱	-۰.۵۲۱**
	عملکرد شغلی	۰.۵۲۱**	۰.۵۸۰**	-۰.۵۲۱**	۱

نتایج جدول ۲ نشان داد که در کل نمونه، سرمایه روان‌شناختی با عملکرد شغلی رابطه مثبت و معنی‌دار داشت ($r = 0.504, p < 0.01$) و با استرس شغلی رابطه منفی و معنی‌دار نشان داد ($r = -0.505, p < 0.01$). حمایت اجتماعی ادراک‌شده نیز با عملکرد شغلی رابطه مثبت و معنی‌دار ($r = 0.562, p < 0.01$) و با استرس شغلی رابطه منفی و معنی‌دار داشت ($r = -0.487, p < 0.01$). همچنین، استرس شغلی با عملکرد شغلی رابطه منفی و معنی‌داری نشان داد ($r = -0.547, p < 0.01$). الگوی کلی روابط در زنان و مردان نیز مشابه بود، هرچند شدت برخی ضرایب اندکی متفاوت بود. برای مثال، رابطه منفی استرس شغلی با عملکرد شغلی در زنان برابر با −۰.۵۷۳ و در مردان برابر با −۰.۵۲۱ بود، درحالی‌که رابطه حمایت اجتماعی ادراک‌شده با عملکرد شغلی در مردان برابر با ۰.۵۸۰ و در زنان برابر با ۰.۵۴۳ به دست آمد. این تفاوت‌های توصیفی زمینه بررسی رسمی نقش تعدیل‌گر جنسیت را در تحلیل چندگروهی فراهم ساخت.

پیش از آزمون مدل ساختاری، مفروضه‌های اصلی مدل‌یابی معادلات ساختاری بررسی شد. در زمینه داده‌های گمشده، با توجه به اینکه در نسخه الکترونیکی پرسشنامه پاسخ‌گویی به تمام گویه‌ها الزامی تنظیم شده بود و تنها پرسشنامه‌های تکمیل‌شده وارد تحلیل شدند، هیچ داده گمشده‌ای در مجموعه داده نهایی وجود نداشت و در نتیجه نیازی به روش‌هایی مانند حذف لیستی، حذف زوجی یا برآورد مقادیر گمشده نبود.

برای بررسی داده‌های پرت تک‌متغیری، نمرات استاندارد Z متغیرها در SPSS-27 محاسبه شد و هیچ موردی با مقدار غیرعادی شناسایی نشد. داده‌های پرت چندمتغیری نیز با استفاده از فاصله ماهالانوبیس بررسی شدند. هنگامی که عملکرد شغلی به‌عنوان متغیر پیامد در نظر گرفته شد، کمترین و بیشترین فاصله ماهالانوبیس به‌ترتیب ۰.۲۹۹ و ۷.۵۹۸ به دست آمد. مقدار بحرانی کای دو در سطح ۰.۰۰۱ و با درجه آزادی ۲

برابر با ۹.۲۱ بود. از آنجا که بیشترین فاصله ماهالانوبیس، یعنی ۷.۵۹۸، کمتر از مقدار بحرانی ۹.۲۱ بود، وجود داده پرت چندمتغیری مسئله‌ساز در مجموعه داده‌ها تأیید نشد.

برای ارزیابی نرمال بودن توزیع متغیرها از شاخص‌های چولگی و کشیدگی استفاده شد. چولگی سرمایه روان‌شناختی برابر با -۰.۰۰۵ و کشیدگی آن -۰.۴۹۴ بود. برای حمایت اجتماعی ادراک‌شده، چولگی ۰.۱۴۶ و کشیدگی -۰.۷۸۹؛ برای استرس شغلی، چولگی ۰.۰۴۷ و کشیدگی -۰.۹۴۰؛ و برای عملکرد شغلی، چولگی -۰.۰۴۹ و کشیدگی -۰.۷۸۰ به دست آمد. خطای استاندارد چولگی برای تمامی متغیرها ۰.۱۴۱ و خطای استاندارد کشیدگی ۰.۲۸۱ بود. با توجه به اینکه قدر مطلق تمامی مقادیر چولگی بسیار کمتر از ۳ و قدر مطلق مقادیر کشیدگی بسیار کمتر از ۱۰ بود، نرمال بودن توزیع متغیرهای پژوهش مورد تأیید قرار گرفت.

هم‌خطی چندگانه نیز با استفاده از آماره تحمل و عامل تورم واریانس بررسی شد. در معادله پیش‌بینی استرس شغلی، مقدار تحمل برای سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده هر دو ۰.۹۰۰ و مقدار VIF برای هر دو متغیر ۱.۱۱۱ بود. در معادله پیش‌بینی عملکرد شغلی، مقدار تحمل برای سرمایه روان‌شناختی ۰.۷۳۸، برای حمایت اجتماعی ادراک‌شده ۰.۷۵۷ و برای استرس شغلی ۰.۶۲۶ بود و مقادیر VIF به‌ترتیب ۱.۳۵۵، ۱.۳۲۲ و ۱.۵۹۸ به دست آمد. از آنجا که تمام مقادیر تحمل بالاتر از ۰.۱۰ و تمام مقادیر VIF بسیار کمتر از ۱۰ بودند، هیچ شواهدی مبنی بر وجود هم‌خطی چندگانه مسئله‌ساز مشاهده نشد. در مجموع، بررسی پیش‌فرض‌ها نشان داد که داده‌ها شرایط لازم برای اجرای مدل‌یابی معادلات ساختاری را دارا بودند.

مدل ساختاری پژوهش با استفاده از نرم‌افزار AMOS-24 و روش برآورد حداکثر درست‌نمایی آزمون شد. در مدل پژوهش، سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده به‌عنوان متغیرهای پیش‌بین، استرس شغلی به‌عنوان متغیر میانجی و عملکرد شغلی به‌عنوان متغیر پیامد در نظر گرفته شدند. در مرحله شناسایی مدل، روابط مستقیم سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده با استرس شغلی و عملکرد شغلی، و همچنین مسیر مستقیم استرس شغلی به عملکرد شغلی تعریف شد. سپس کفایت مدل بر اساس شاخص‌های برازش و ضرایب مسیر بررسی گردید.

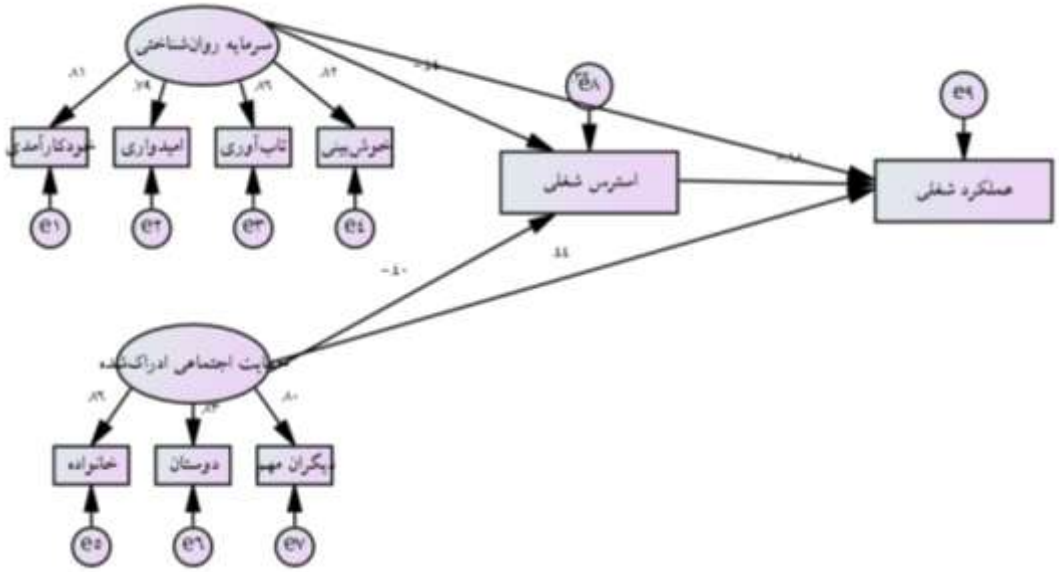
نتایج آزمون برازش نشان داد مقدار χ^2 برابر با ۷۱.۷۰ و درجه آزادی برابر با ۲۴ بود که نسبت χ^2/df معادل ۲.۹۸ را نشان داد. همچنین، GFIبرابر با ۰.۹۵۱، AGFIبرابر با ۰.۹۰۷، NFIبرابر با ۰.۹۵۳، CFIبرابر با ۰.۹۶۸، IFIبرابر با ۰.۹۶۸ و TLI برابر با ۰.۹۵۱ به دست آمد. مقدار RMSEA نیز برابر با ۰.۰۸۲ بود. نسبت χ^2/df کمتر از ۳ و تمام شاخص‌های افزایشی و تطبیقی برازش بالاتر از ۰.۹۰ بودند. مقدار RMSEA بسیار نزدیک به مرز متعارف ۰.۰۸ قرار داشت. در مجموع و با در نظر گرفتن مجموعه شاخص‌های برازش، مدل پیشنهادی از برازش قابل‌قبولی برخوردار بود و نیازی به اصلاح ساختاری مدل مشاهده نشد.

ضرایب مسیر مستقیم مدل نهایی در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳. ضرایب اثرات مستقیم بین متغیرهای پژوهش در مدل ساختاری

مسیر	β	B	SE	CR	p
سرمایه روان‌شناختی ← استرس شغلی	-۰.۴۳۷	-۰.۸۸۸	۰.۱۰۹	-۸.۱۵۵	<۰.۰۰۱
حمایت اجتماعی ادراک‌شده ← استرس شغلی	-۰.۴۰۴	-۰.۷۸۱	۰.۱۰۵	-۷.۴۱۷	<۰.۰۰۱
سرمایه روان‌شناختی ← عملکرد شغلی	۰.۳۲۴	۰.۹۳۹	۰.۱۶۳	۵.۷۴۷	<۰.۰۰۱
حمایت اجتماعی ادراک‌شده ← عملکرد شغلی	۰.۴۳۷	۱.۲۱۰	۰.۱۶۱	۷.۵۴۰	<۰.۰۰۱
استرس شغلی ← عملکرد شغلی	-۰.۱۸۰	-۰.۲۵۷	۰.۰۸۳	-۳.۱۱۵	۰.۰۰۲

همان‌گونه که نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد، سرمایه روان‌شناختی اثر مستقیم، منفی و معنی‌داری بر استرس شغلی داشت ($\beta = -0.437, p < 0.001$). حمایت اجتماعی ادراک‌شده نیز به‌طور مستقیم استرس شغلی را کاهش داد ($\beta = -0.404, p < 0.001$). در مقابل، سرمایه روان‌شناختی اثر مثبت و معنی‌داری بر عملکرد شغلی داشت ($\beta = 0.324, p < 0.001$) و حمایت اجتماعی ادراک‌شده نیز عملکرد شغلی را به‌طور مثبت پیش‌بینی کرد ($\beta = 0.437, p < 0.001$). علاوه بر این، اثر مستقیم استرس شغلی بر عملکرد شغلی منفی و معنی‌دار بود ($\beta = -0.180, p = 0.002$). بنابراین، افزایش منابع روان‌شناختی و اجتماعی با کاهش استرس شغلی و افزایش عملکرد شغلی همراه بود، درحالی‌که استرس شغلی بالاتر به عملکرد شغلی پایین‌تر منجر شد.



شکل ۱. مدل نهایی پژوهش با ضرایب مسیر استاندارد

برای بررسی نقش میانجی استرس شغلی در رابطه سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده با عملکرد شغلی از روش بوت‌استرپ استفاده شد. نتایج مربوط به اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴. اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل متغیرهای پیش‌بین بر عملکرد شغلی بر اساس بوت‌استرپ

متغیر پیش‌بین	اثر مستقیم β	SE مستقیم	اثر غیرمستقیم β	SE غیرمستقیم	اثر کل β	فاصله اطمینان اثر غیرمستقیم	نتیجه
سرمایه روان‌شناختی	۰.۳۲۴	۰.۱۶۳	۰.۰۷۹	۰.۰۲۸	۰.۴۰۲	[۰.۰۲۴, ۰.۱۳۴]	معنادار
حمایت اجتماعی ادراک‌شده	۰.۴۳۷	۰.۱۶۱	۰.۰۷۳	۰.۰۲۶	۰.۵۱۰	[۰.۰۲۲, ۰.۱۲۴]	معنادار

نتایج جدول ۴ نشان داد که اثر غیرمستقیم سرمایه روان‌شناختی بر عملکرد شغلی از طریق استرس شغلی مثبت و معنی‌دار بود ($\beta = 0.079$) و فاصله اطمینان بوت‌استرپ آن از ۰.۰۲۴ تا ۰.۱۳۴ قرار داشت. از آنجا که این فاصله اطمینان شامل صفر نبود، نقش میانجی استرس شغلی در این رابطه تأیید شد. همچنین، اثر غیرمستقیم حمایت اجتماعی ادراک‌شده بر عملکرد شغلی از طریق استرس شغلی برابر با ۰.۰۷۳ بود و فاصله اطمینان آن بین ۰.۰۲۲ و ۰.۱۲۴ قرار گرفت که صفر را شامل نمی‌شد. بنابراین، استرس شغلی در رابطه حمایت اجتماعی ادراک‌شده با عملکرد شغلی نیز نقش میانجی معنی‌داری داشت. با توجه به اینکه اثرات مستقیم هر دو متغیر پیش‌بین بر عملکرد شغلی پس از ورود متغیر

میانجی همچنان معنی‌دار باقی ماند، میانجی‌گری استرس شغلی از نوع جزئی بود. در مجموع، سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده علاوه بر اثر مستقیم بر عملکرد شغلی، از طریق کاهش استرس شغلی نیز به‌طور غیرمستقیم به بهبود عملکرد شغلی منجر شدند.

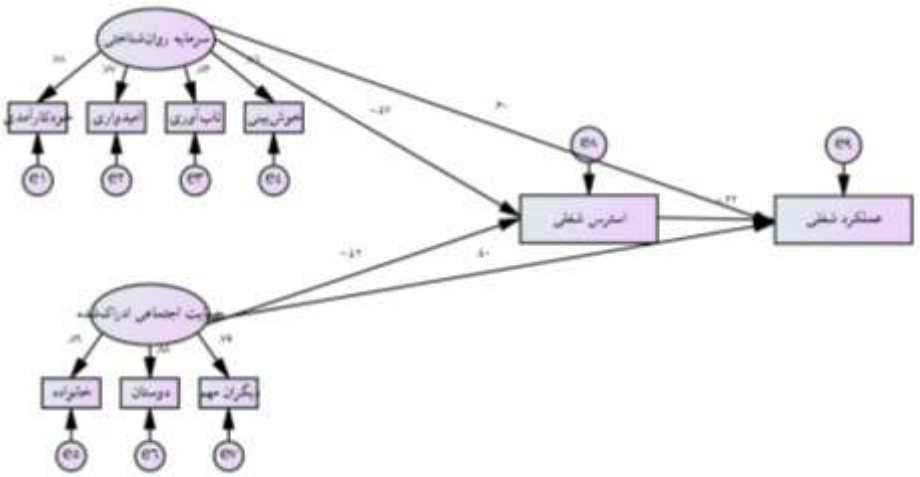
برای بررسی نقش تعدیل‌گر جنسیت از تحلیل چندگروهی استفاده شد. ابتدا مدل آزاد اجرا شد که در آن ضرایب مسیر در گروه زنان و مردان بدون محدودیت برآورد شدند. در این مدل، مقدار CMIN برابر با ۸۹.۸۷۶، درجه آزادی ۴۸، سطح معنی‌داری کمتر از ۰.۰۰۱ و نسبت CMIN/DF برابر با ۱.۸۷۲ بود. سپس مدل محدود اجرا شد که در آن ضرایب مسیر در دو گروه برابر در نظر گرفته شدند. برای مدل محدود، CMIN برابر با ۹۴.۸۶۷، درجه آزادی ۵۸، $p = 0.002$ و نسبت CMIN/DF برابر با ۱.۶۳۶ به دست آمد. تفاضل کای دو میان دو مدل برابر با ۴.۹۹۱ و تفاضل درجه آزادی برابر با ۱۰ بود. این اختلاف از نظر آماری معنی‌دار نبود ($\Delta\chi^2 = 4.991, \Delta df = 10, p > 0.05$). بنابراین، اعمال محدودیت برابری مسیرها موجب افت معنی‌دار برازش مدل نشد و در نتیجه شواهدی برای نقش تعدیل‌گر جنسیت در مجموعه روابط ساختاری مدل به دست نیامد.

ضرایب مسیر جداگانه برای زنان و مردان در جدول ۵ ارائه شده است.

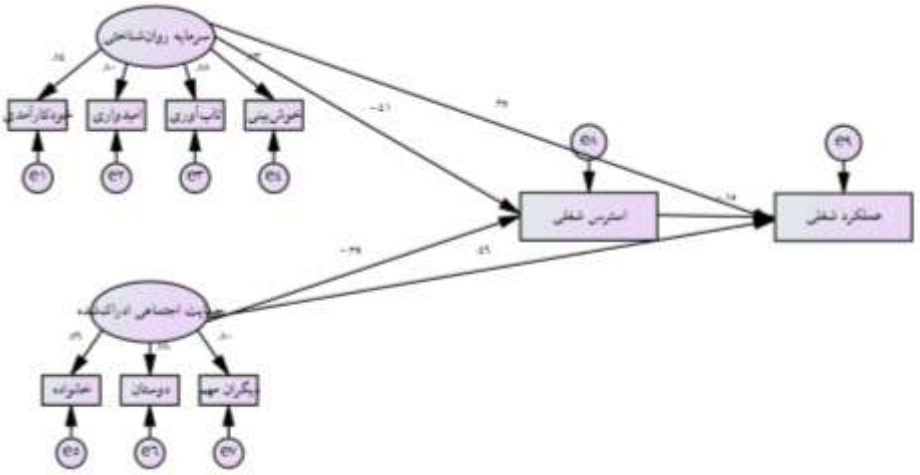
جدول ۵. ضرایب اثرات مستقیم بین متغیرهای پژوهش به تفکیک جنسیت

مسیر	جنسیت	β	B	SE	CR	p
سرمایه روان‌شناختی → استرس شغلی	زن	-۰.۴۷۳	-۰.۹۶۲	۰.۱۵۳	-۶.۳۰۲	<۰.۰۰۱
	مرد	-۰.۴۰۶	-۰.۸۲۳	۰.۱۵۵	-۵.۲۹۱	<۰.۰۰۱
حمایت اجتماعی ادراک‌شده → استرس شغلی	زن	-۰.۴۲۱	-۰.۸۱۹	۰.۱۴۴	-۵.۶۸۶	<۰.۰۰۱
	مرد	-۰.۳۸۶	-۰.۷۴۴	۰.۱۵۳	-۴.۸۵۹	<۰.۰۰۱
سرمایه روان‌شناختی → عملکرد شغلی	زن	۰.۳۰۰	۰.۸۸۱	۰.۲۴۳	۳.۶۲۳	<۰.۰۰۱
	مرد	۰.۳۴۹	۰.۹۹۹	۰.۲۲۲	۴.۴۹۳	<۰.۰۰۱
حمایت اجتماعی ادراک‌شده → عملکرد شغلی	زن	۰.۳۹۹	۱.۱۲۰	۰.۲۲۹	۴.۸۸۹	<۰.۰۰۱
	مرد	۰.۴۵۵	۱.۲۳۸	۰.۲۲۴	۵.۵۲۷	<۰.۰۰۱
استرس شغلی → عملکرد شغلی	زن	-۰.۲۱۸	-۰.۳۱۵	۰.۱۲۳	-۲.۵۵۵	۰.۰۱۱
	مرد	-۰.۱۵۳	-۰.۲۱۶	۰.۱۱۲	-۱.۹۲۶	۰.۰۵۴

در هر دو گروه زنان و مردان، سرمایه روان‌شناختی اثر منفی و معنی‌داری بر استرس شغلی داشت و حمایت اجتماعی ادراک‌شده نیز استرس شغلی را به‌طور معنی‌داری کاهش داد. همچنین، اثر مستقیم سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده بر عملکرد شغلی در هر دو گروه مثبت و معنی‌دار بود. اثر استرس شغلی بر عملکرد شغلی در زنان منفی و معنی‌دار بود ($\beta = -0.218, p = 0.011$)، اما در مردان، هرچند جهت رابطه منفی بود، این اثر در سطح ۰.۰۵ به معنی‌داری آماری نرسید ($\beta = -0.153, p = 0.054$). با وجود این تفاوت در معنی‌داری درون‌گروهی، آزمون رسمی اختلاف مدل‌های چندگروهی نشان داد که مجموعه تفاوت‌های مسیرها میان زنان و مردان از نظر آماری معنی‌دار نیست؛ بنابراین نمی‌توان جنسیت را به‌عنوان تعدیل‌گر کلی روابط مدل در نظر گرفت.



شکل ۲. مدل ساختاری با ضرایب مسیر استاندارد در گروه زنان



شکل ۳. مدل ساختاری با ضرایب مسیر استاندارد در گروه مردان

به‌منظور بررسی دقیق‌تر الگوی میانجی‌گری در هر یک از گروه‌های جنسیتی، اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده بر عملکرد شغلی بر اساس روش بوت‌استرپ محاسبه شد که نتایج آن در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ۶. اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل متغیرها بر عملکرد شغلی به تفکیک جنسیت بر اساس بوت‌استرپ

متغیر پیش‌بین	جنسیت	اثر مستقیم β	اثر غیرمستقیم β	اثر کل β	نتیجه بوت‌استرپ
سرمایه روان‌شناختی	زن	۰.۳۰۰	۰.۱۰۳	۰.۴۰۳	معنادار؛ فاصله اطمینان شامل صفر نیست
	مرد	۰.۳۴۹	۰.۰۶۲	۰.۴۱۱	معنادار؛ فاصله اطمینان شامل صفر نیست
حمایت اجتماعی ادراک‌شده	زن	۰.۳۹۹	۰.۰۹۲	۰.۴۹۱	معنادار؛ فاصله اطمینان شامل صفر نیست
	مرد	۰.۴۵۵	۰.۰۵۹	۰.۵۱۴	معنادار؛ فاصله اطمینان شامل صفر نیست

نتایج جدول ۶ نشان داد که در زنان، اثر غیرمستقیم سرمایه روان‌شناختی بر عملکرد شغلی از طریق استرس شغلی برابر با ۰.۱۰۳ و اثر کل آن ۰.۴۰۳ بود. در مردان نیز اثر غیرمستقیم سرمایه روان‌شناختی برابر با ۰.۰۶۲ و اثر کل آن ۰.۴۱۱ به دست آمد. برای حمایت اجتماعی ادراک‌شده، اثر غیرمستقیم در زنان برابر با ۰.۰۹۲ و اثر کل ۰.۴۹۱ و در مردان اثر غیرمستقیم ۰.۰۵۹ و اثر کل ۰.۵۱۴ بود. فاصله‌های اطمینان بوت‌استرپ

مربوط به این اثرات غیرمستقیم شامل صفر نبودند؛ بنابراین نقش میانجی استرس شغلی در روابط سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده با عملکرد شغلی در هر دو گروه جنسیتی تأیید شد.

در ارتباط با فرضیه نخست، نتایج مدل ساختاری نشان داد که سرمایه روان‌شناختی اثر مستقیم، منفی و معنی‌داری بر استرس شغلی دارد ($\beta = -0.437, p < 0.001$). این اثر در زنان ($\beta = -0.473, p < 0.001$) و مردان ($\beta = -0.406, p < 0.001$) نیز مشاهده شد. بنابراین، فرضیه مربوط به تأثیر منفی سرمایه روان‌شناختی بر استرس شغلی تأیید شد.

در ارتباط با فرضیه دوم، سرمایه روان‌شناختی اثر مستقیم، مثبت و معنی‌داری بر عملکرد شغلی داشت ($\beta = 0.324, p < 0.001$). این اثر در زنان برابر با ۰.۳۰۰ و در مردان برابر با ۰.۳۴۹ بود و در هر دو گروه معنی‌دار به دست آمد. بنابراین، فرضیه تأثیر مثبت سرمایه روان‌شناختی بر عملکرد شغلی نیز تأیید شد.

در ارتباط با فرضیه سوم، حمایت اجتماعی ادراک‌شده اثر مستقیم، منفی و معنی‌داری بر استرس شغلی داشت ($\beta = -0.404, p < 0.001$). این رابطه در زنان ($\beta = -0.421, p < 0.001$) و مردان ($\beta = -0.386, p < 0.001$) نیز معنی‌دار بود. در نتیجه، فرضیه سوم پژوهش تأیید شد.

در ارتباط با فرضیه چهارم، حمایت اجتماعی ادراک‌شده به‌طور مستقیم عملکرد شغلی را افزایش داد ($\beta = 0.437, p < 0.001$). این اثر در زنان برابر با ۰.۳۹۹ و در مردان برابر با ۰.۴۵۵ بود و در هر دو گروه از نظر آماری معنی‌دار به دست آمد. بنابراین، فرضیه چهارم نیز تأیید شد.

در ارتباط با فرضیه پنجم، استرس شغلی در کل نمونه اثر مستقیم، منفی و معنی‌داری بر عملکرد شغلی داشت ($\beta = -0.180, p = 0.002$). این اثر در زنان نیز معنی‌دار بود ($\beta = -0.218, p = 0.011$)، اما در مردان در سطح ۰.۰۵ به معنی‌داری نرسید ($\beta = -0.153, p = 0.054$). با توجه به اینکه فرضیه اصلی بر اساس کل نمونه آزمون شده بود، فرضیه پنجم در سطح کل نمونه تأیید شد.

در ارتباط با فرضیه ششم، شاخص‌های برازش مدل شامل $\chi^2/df = 2.98$، $GFI = 0.951$، $AGFI = 0.907$، $NFI = 0.953$، $CFI = 0.968$، $IFI = 0.968$، $TLI = 0.951$ و $RMSEA = 0.082$ نشان دادند که مدل ساختاری از برازش کلی قابل‌قبولی برخوردار است. همچنین، اثرات غیرمستقیم سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده بر عملکرد شغلی از طریق استرس شغلی بر اساس بوت‌استرپ معنی‌دار بودند و فاصله‌های اطمینان آن‌ها صفر را در بر نگرفتند. بنابراین، نقش میانجی استرس شغلی و کفایت کلی مدل ساختاری تأیید شد.

در ارتباط با فرضیه هفتم، نتایج تحلیل چندگروهی نشان داد که تفاوت میان مدل آزاد و مدل محدود از نظر آماری معنی‌دار نبود ($\Delta\chi^2 = 4.991, \Delta df = 10, p > 0.05$). بنابراین، فرضیه مربوط به نقش تعدیل‌گر جنسیت تأیید نشد. هرچند برخی ضرایب مسیر در زنان و مردان از نظر مقدار عددی متفاوت بودند، این اختلاف‌ها در آزمون رسمی چندگروهی به اندازه‌ای نبودند که بتوان از تفاوت ساختاری مدل میان دو جنس سخن گفت. در نتیجه، الگوی کلی روابط میان سرمایه روان‌شناختی، حمایت اجتماعی ادراک‌شده، استرس شغلی و عملکرد شغلی در زنان و مردان مشابه بود.

در مجموع، نتایج نشان داد که سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده، هم به‌طور مستقیم و هم از طریق کاهش استرس شغلی، عملکرد شغلی معلمان را پیش‌بینی می‌کنند. استرس شغلی نیز در کل نمونه اثر منفی معنی‌داری بر عملکرد شغلی داشت و نقش میانجی آن در

رابطه دو منبع روان‌شناختی و اجتماعی با عملکرد شغلی تأیید شد. مدل ساختاری پژوهش از برازش کلی قابل‌قبولی برخوردار بود و اکثر فرضیه‌های پژوهش مورد حمایت قرار گرفتند. با این حال، برخلاف فرضیه تعدیل‌گری، تحلیل چندگروهی شواهد کافی برای متفاوت بودن ساختار روابط در زنان و مردان ارائه نکرد؛ ازاین‌رو، فرضیه نقش تعدیل‌گر جنسیت تأیید نشد.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی اثر سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده بر عملکرد شغلی معلمان با نقش میانجی استرس شغلی و نقش تعدیل‌گر جنسیت انجام شد. یافته‌های مدل ساختاری نشان داد که سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده هر دو اثر مستقیم و مثبت بر عملکرد شغلی و اثر مستقیم و منفی بر استرس شغلی دارند. همچنین، استرس شغلی به‌طور منفی عملکرد شغلی را پیش‌بینی کرد. نتایج بوت‌استرپ نیز نشان داد که استرس شغلی در روابط سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده با عملکرد شغلی نقش میانجی معنی‌داری ایفا می‌کند. بااین‌حال، تحلیل چندگروهی نشان داد که جنسیت نقش تعدیل‌گر معنی‌داری در مجموعه روابط ساختاری مدل ندارد. در مجموع، نتایج از این دیدگاه حمایت می‌کنند که منابع مثبت روان‌شناختی و اجتماعی می‌توانند به‌صورت مستقیم و همچنین از طریق کاهش فشار روان‌شناختی ناشی از شغل، عملکرد حرفه‌ای معلمان را بهبود بخشند.

نخستین یافته پژوهش نشان داد که سرمایه روان‌شناختی اثر منفی و معنی‌داری بر استرس شغلی معلمان دارد؛ به‌طوری‌که ضریب استاندارد این مسیر در کل نمونه برابر با −۰.۴۳۷ بود و همین جهت رابطه در زنان و مردان نیز مشاهده شد. این یافته نشان می‌دهد که افزایش خودکارآمدی، امید، تاب‌آوری و خوش‌بینی با کاهش تجربه فشار و استرس در محیط کار همراه است. این نتیجه با یافته‌های مربوط به نقش منابع روان‌شناختی مثبت در مواجهه با تقاضاهای شغلی همسو است. در پژوهش Chen و Xie، تاب‌آوری و هوش هیجانی از جمله منابع فردی مرتبط با استرس و رضایت شغلی مدرسان معرفی شدند و نتایج نشان داد که منابع روان‌شناختی مطلوب‌تر با تجربه سازگارانه‌تر فشارهای شغلی ارتباط دارد (Chen & Xie, 2025). همچنین، مطالعات انجام‌شده در میان معلمان نشان داده‌اند که خودکارآمدی و انگیزش نقش مهمی در چگونگی تجربه استرس شغلی دارند (Skaalvik & Skaalvik, 2023). از سوی دیگر، سرمایه روان‌شناختی به‌عنوان مجموعه‌ای از منابع قابل‌توسعه می‌تواند توانایی معلم را برای تفسیر چالش‌ها به‌عنوان موقعیت‌های قابل‌کنترل افزایش دهد و در نتیجه شدت پاسخ استرسی را کاهش دهد. این یافته را می‌توان بر اساس سازوکارهای هر یک از ابعاد سرمایه روان‌شناختی نیز توضیح داد. معلمی که از خودکارآمدی بالایی برخوردار است، احتمال بیشتری دارد که وظایف پیچیده آموزشی و مسائل کلاس را در محدوده توانایی‌های خود ارزیابی کند. امید به فرد امکان می‌دهد برای رسیدن به اهداف حرفه‌ای مسیرهای جایگزین طراحی کند و در صورت مواجهه با مانع، احساس بن‌بست کمتری داشته باشد. تاب‌آوری نیز موجب می‌شود که شکست‌ها، تعارضات و فشارهای شغلی اثر پایدار کمتری بر فرد بگذارند و خوش‌بینی مانع از آن می‌شود که مشکلات روزمره به‌صورت رویدادهایی فراگیر و غیرقابل‌کنترل تفسیر شوند. یافته‌های مربوط به سرمایه روان‌شناختی معلمان نیز نشان داده‌اند که مؤلفه‌هایی مانند خودکارآمدی، امید، تاب‌آوری و خوش‌بینی به شرایط رهبری و محیط حرفه‌ای حساس هستند و می‌توانند بخش مهمی از ظرفیت سازگاری معلم را تشکیل دهند (Bellibaş et al., 2025). همچنین، ارتباط سرمایه روان‌شناختی با انگیزش حرفه‌ای معلمان گزارش شده است که نشان می‌دهد این منبع روان‌شناختی می‌تواند نحوه مواجهه فعالانه با مطالبات محیط کار را تقویت کند (Wu, 2024).

یافته دوم نشان داد که سرمایه روان‌شناختی اثر مستقیم و مثبت بر عملکرد شغلی دارد؛ به‌گونه‌ای که ضریب استاندارد این مسیر در کل نمونه برابر با ۰.۳۲۴ بود و این رابطه در هر دو گروه زنان و مردان نیز معنی‌دار باقی ماند. این نتیجه با مطالعاتی همخوان است که سرمایه روان‌شناختی

را یکی از پیشایندهای مهم مشارکت حرفه‌ای، انگیزش و رفتارهای سازنده در محیط آموزشی معرفی کرده‌اند. در پژوهش Tighbakhsh و همکاران، سرمایه روان‌شناختی همراه با خودکارآمدی توانست درگیری حرفه‌ای معلمان را پیش‌بینی کند (Tighbakhsh et al., 2025). همچنین، Melaku و Gobeze نشان دادند که سرمایه روان‌شناختی با رفتار نوآورانه معلمان ارتباط دارد و مدرسه به‌عنوان یک سازمان یادگیرنده می‌تواند بخشی از این ارتباط را توضیح دهد (Melaku & Gobeze, 2026). از این منظر، معلم دارای سرمایه روان‌شناختی بالا نه‌تنها فشارهای حرفه‌ای را بهتر تحمل می‌کند، بلکه انرژی روان‌شناختی بیشتری برای تلاش، حل مسئله، استمرار در وظایف و دستیابی به استانداردهای حرفه‌ای در اختیار دارد.

رابطه مثبت سرمایه روان‌شناختی با عملکرد را همچنین می‌توان با یافته‌های مربوط به توانمندسازی و بهزیستی روان‌شناختی تبیین کرد. شواهد داخلی نشان داده است که توانمندسازی روان‌شناختی با عملکرد شغلی معلمان مرتبط است و هویت حرفه‌ای و بهزیستی روان‌شناختی می‌توانند در این رابطه نقش واسطه‌ای داشته باشند (Taqavi Deilami Pour & Pali, 2025). چنین یافته‌ای با نتیجه پژوهش حاضر سازگار است؛ زیرا هر دو بر این نکته تأکید می‌کنند که کیفیت عملکرد معلمان تنها تابع مهارت فنی نیست، بلکه تا حد زیادی به منابع روان‌شناختی مثبت وابسته است. علاوه بر این، مطالعات مربوط به عملکرد چندبعدی معلمان نشان داده‌اند که عوامل فردی و سازمانی در کنار یکدیگر می‌توانند کیفیت عملکرد حرفه‌ای را شکل دهند (Wang et al., 2025). بنابراین، سرمایه روان‌شناختی را می‌توان یکی از منابع درونی مهمی دانست که به معلمان کمک می‌کند وظایف حرفه‌ای خود را با انگیزه، پشتکار و اثربخشی بیشتر انجام دهند.

یافته دیگر پژوهش نشان داد که حمایت اجتماعی ادراک‌شده اثر منفی و معنی‌داری بر استرس شغلی دارد. ضریب استاندارد این مسیر در کل نمونه برابر با −۰.۴۰۴ بود و در زنان و مردان نیز این رابطه منفی و معنی‌دار مشاهده شد. این یافته با ادبیات مربوط به نقش حفاظتی حمایت اجتماعی کاملاً همسو است. در مطالعه Li درباره معلمان مدارس ابتدایی و متوسطه، حمایت اجتماعی ادراک‌شده با تنظیم هیجان و فرسودگی شغلی ارتباط داشت و نتایج نشان داد که شبکه‌های حمایتی می‌توانند در کاهش پیامدهای منفی فشارهای شغلی مؤثر باشند (Li & Liu, 2025). همچنین، مطالعات حمایت سازمانی در میان معلمان نشان داده‌اند که ادراک حمایت بیشتر با رضایت شغلی بالاتر همراه است و منابع جمعی و حمایتی می‌توانند بخشی از این رابطه را توضیح دهند (Zhu et al., 2024). بر این اساس، زمانی که معلم احساس کند در مواجهه با مشکلات حرفه‌ای تنها نیست و می‌تواند از خانواده، دوستان یا افراد مهم زندگی خود حمایت عاطفی و عملی دریافت کند، مطالبات شغلی را کمتر تهدیدآمیز ارزیابی خواهد کرد.

حمایت اجتماعی می‌تواند از چند مسیر به کاهش استرس منجر شود. نخست، حمایت عاطفی امکان ابراز نگرانی‌ها و تخلیه هیجانی را فراهم می‌کند. دوم، حمایت اطلاعاتی و راهنمایی دیگران می‌تواند به یافتن راه‌حل‌های بهتر برای مشکلات شغلی کمک کند. سوم، اطمینان از وجود شبکه حمایتی، احساس کنترل و امنیت روان‌شناختی فرد را افزایش می‌دهد. یافته‌های Shang و همکاران نیز نشان داد که حمایت اجتماعی ادراک‌شده می‌تواند از طریق انتظارات حرفه‌ای و هویت حرفه‌ای با نگرش‌های شغلی مثبت ارتباط پیدا کند (Shang et al., 2026). همچنین، نقش حمایت در ارتقای شایستگی‌های اجتماعی–هیجانی و بهزیستی روان‌شناختی در محیط‌های آموزشی گزارش شده است (Gao et al., 2025). بنابراین، حمایت اجتماعی را می‌توان منبعی بیرونی دانست که در تعامل با منابع درونی فرد، ظرفیت مقابله با فشارهای محیط کار را افزایش می‌دهد.

نتایج پژوهش همچنین نشان داد که حمایت اجتماعی ادراک‌شده اثر مستقیم و مثبت بر عملکرد شغلی دارد و ضریب استاندارد این مسیر برابر با ۰.۴۳۷ بود. این اثر حتی از اثر مستقیم سرمایه روان‌شناختی بر عملکرد شغلی قوی‌تر بود. این یافته نشان می‌دهد که احساس برخورداری از روابط حمایتی می‌تواند نقش قابل‌توجهی در حفظ انگیزش، تمرکز و کیفیت انجام وظایف شغلی داشته باشد. حمایت اجتماعی ممکن است با کاهش احساس تنهایی حرفه‌ای، افزایش احساس تعلق و تقویت ارزیابی مثبت فرد از محیط پیرامونی، زمینه انجام مؤثرتر وظایف را فراهم سازد. یافته‌های مربوط به حمایت نهادی و فضای کلاس نیز نشان می‌دهد که محیط‌های حمایتی می‌توانند پیامدهای انگیزشی و عملکردی مطلوب‌تری ایجاد کنند (Assefa et al., 2025). همچنین، پژوهش‌های مرتبط با عملکرد شغلی معلمان نشان داده‌اند که کیفیت محیط حرفه‌ای و منابع پشتیبان می‌تواند در کنار عوامل فردی به ارتقای عملکرد کمک کند (Zeinali Dargiri et al., 2025).

یافته مهم دیگر پژوهش نشان داد که استرس شغلی اثر مستقیم، منفی و معنی‌داری بر عملکرد شغلی دارد. در کل نمونه، ضریب استاندارد این مسیر برابر با −۰.۱۸۰ بود. این نتیجه با مطالعاتی همسو است که نشان داده‌اند استرس شغلی می‌تواند رضایت، انگیزش و عملکرد حرفه‌ای معلمان را تضعیف کند. Skaalvik و Skaalvik نشان دادند که استرس معلمان رابطه نزدیکی با رضایت شغلی دارد و منابعی نظیر خودکارآمدی و انگیزش می‌توانند در این ارتباط نقش داشته باشند (Skaalvik & Skaalvik, 2023). در پژوهش‌های مربوط به تکنواسترس نیز گزارش شده است که فشار ناشی از فناوری با فرسودگی بیشتر و رضایت شغلی کمتر همراه است و می‌تواند عملکرد و بهزیستی حرفه‌ای معلمان را تحت تأثیر قرار دهد (Tu et al., 2025). همچنین، Valiao نشان داد که تکنواسترس می‌تواند به‌طور مستقیم عملکرد شغلی معلمان را کاهش دهد (Valiao, 2025). از این رو، یافته پژوهش حاضر در امتداد مجموعه‌ای از شواهد قرار دارد که استرس را یکی از موانع عملکرد مطلوب در حرفه معلمی معرفی می‌کنند.

از نظر تبیینی، استرس بالا می‌تواند منابع شناختی و هیجانی فرد را مصرف کند و موجب کاهش تمرکز، اختلال در تصمیم‌گیری، افزایش خستگی و کاهش انگیزه برای انجام وظایف شود. معلمی که بخش قابل‌توجهی از ظرفیت روان‌شناختی خود را صرف مقابله با فشارهای شغلی می‌کند، ممکن است منابع کمتری برای برنامه‌ریزی آموزشی، تعامل مؤثر با دانش‌آموزان و مدیریت کلاس در اختیار داشته باشد. پژوهش‌های جدید نشان داده‌اند که استرس و فشار نقش می‌توانند از طریق متغیرهای روان‌شناختی و نگرشی به پیامدهای نامطلوب شغلی منجر شوند (Yong & Zhang, 2025). همچنین، Chen و Xie نشان دادند که استرس شغلی می‌تواند در رابطه میان رهبری ادراک‌شده و درگیری شغلی معلمان نقش واسطه‌ای داشته باشد (Chen & Xie, 2026). بنابراین، استرس شغلی را می‌توان نه صرفاً یک پیامد نامطلوب، بلکه یک سازوکار مهم در انتقال اثر شرایط فردی و محیطی به عملکرد شغلی دانست.

نتایج بوت‌استرپ پژوهش حاضر نیز این دیدگاه را تقویت کرد؛ زیرا استرس شغلی در رابطه سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده با عملکرد شغلی نقش میانجی معنی‌داری داشت. اثر غیرمستقیم سرمایه روان‌شناختی بر عملکرد شغلی برابر با ۰.۰۷۹ و اثر غیرمستقیم حمایت اجتماعی ادراک‌شده برابر با ۰.۰۷۳ بود و فاصله‌های اطمینان هیچ‌یک شامل صفر نبودند. از آنجا که اثرات مستقیم نیز پس از ورود متغیر میانجی همچنان معنی‌دار باقی ماندند، میانجی‌گری از نوع جزئی بود. این یافته نشان می‌دهد که سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی علاوه بر آنکه مستقیماً عملکرد را بهبود می‌بخشند، از طریق کاهش استرس نیز به ارتقای عملکرد کمک می‌کنند. این نتیجه با یافته‌های Li و Liu درباره ارتباط حمایت کار–خانواده، استرس شغلی، سرمایه روان‌شناختی و فرسودگی همخوان است و بر اهمیت سازوکارهای واسطه‌ای در

توضیح پیامدهای شغلی تأکید دارد (Li, 2025). همچنین، مطالعات مربوط به استرس و درگیری شغلی معلمان نشان داده‌اند که متغیرهای میانجی می‌توانند بخش مهمی از اثر عوامل محیطی و روان‌شناختی را بر پیامدهای شغلی توضیح دهند (Chen & Xie, 2026).

در نهایت، تحلیل چندگروهی نشان داد که جنسیت نقش تعدیل‌کننده معنی‌داری در روابط ساختاری مدل ندارد. هرچند برخی ضرایب مسیر در زنان و مردان از نظر مقدار متفاوت بودند و برای نمونه، اثر استرس شغلی بر عملکرد در زنان معنی‌دار و در مردان با $p = 0.054$ غیرمعنی‌دار بود، مقایسه رسمی مدل آزاد و محدود نشان داد که مجموعه تفاوت‌های بین دو گروه از نظر آماری معنی‌دار نیست. این یافته نشان می‌دهد که سازوکار کلی اثر سرمایه روان‌شناختی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده بر استرس و عملکرد شغلی در زنان و مردان تا حد زیادی مشابه است. بااین‌حال، مطالعاتی مانند پژوهش Tsubono و همکاران نشان داده‌اند که برخی ابعاد استرس شغلی معلمان ممکن است تفاوت‌های جنسیتی داشته باشند (Tsubono et al., 2024). تفاوت میان این یافته و نتیجه پژوهش حاضر می‌تواند ناشی از تفاوت در شاخص‌های مورد بررسی باشد؛ به این معنا که امکان دارد زنان و مردان از نظر سطح یا نوع برخی منابع استرس متفاوت باشند، اما ساختار روابط میان متغیرهای کلان مدل در دو گروه مشابه باقی بماند. بنابراین، عدم تأیید تعدیل‌گری جنسیت به معنای فقدان هرگونه تفاوت جنسیتی نیست، بلکه نشان می‌دهد شواهد کافی برای متفاوت بودن ضرایب مسیر اصلی مدل بر اساس جنسیت وجود نداشته است.

در مجموع، یافته‌های پژوهش حاضر تصویری منسجم از تعامل منابع فردی، اجتماعی و فشارهای شغلی در تبیین عملکرد معلمان ارائه می‌دهد. سرمایه روان‌شناختی به‌عنوان منبعی درونی و حمایت اجتماعی ادراک‌شده به‌عنوان منبعی بیرونی، هر دو با کاهش استرس و افزایش عملکرد ارتباط داشتند. این الگو با دیدگاه‌هایی همسو است که عملکرد حرفه‌ای را محصول تعامل ظرفیت‌های فردی و شرایط محیطی می‌دانند. شواهد مربوط به رهبری تحول‌آفرین، حمایت سازمانی، انگیزش، بهزیستی و عملکرد معلمان نیز تأکید کرده‌اند که ارتقای پیامدهای شغلی نیازمند توجه هم‌زمان به منابع شخصی و سازمانی است (Bellibaş et al., 2025; Wang et al., 2025). بنابراین، نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که رویکردهای متمرکز بر توسعه سرمایه روان‌شناختی و تقویت حمایت اجتماعی، در صورتی که همراه با راهبردهای کاهش استرس شغلی باشند، می‌توانند چارچوب مناسبی برای ارتقای عملکرد شغلی معلمان فراهم کنند.

پژوهش حاضر دارای محدودیت‌هایی است که در تفسیر نتایج باید مورد توجه قرار گیرند. نخست، طرح پژوهش مقطعی بود و تمامی متغیرها در یک مقطع زمانی اندازه‌گیری شدند؛ بنابراین، هرچند مدل ساختاری بر مبنای چارچوب نظری روابط جهت‌دار میان متغیرها را آزمون کرد، استنباط قطعی رابطه علّی از یافته‌ها امکان‌پذیر نیست. دوم، نمونه‌گیری به شیوه در دسترس انجام شد و شرکت‌کنندگان تنها از میان معلمان دوره متوسطه اول و دوم شهرستان اهواز انتخاب شدند؛ ازاین‌رو، تعمیم نتایج به معلمان سایر شهرها، استان‌ها یا مقاطع آموزشی باید با احتیاط صورت گیرد. سوم، تمام متغیرهای پژوهش از طریق ابزارهای خودگزارشی اندازه‌گیری شدند و در نتیجه احتمال تأثیر سوگیری مطلوبیت اجتماعی، خطای یادآوری و واریانس روش مشترک وجود دارد. چهارم، اگرچه جنسیت به‌عنوان متغیر تعدیل‌گر بررسی شد، سایر متغیرهای بالقوه اثرگذار مانند سابقه خدمت، نوع مدرسه، رشته تدریس، وضعیت استخدامی، حجم کار و شرایط اقتصادی و خانوادگی در مدل تعدیل‌گری وارد نشدند. همچنین، برخی تفاوت‌های درون‌گروهی ممکن است به دلیل حجم نمونه متوسط هر یک از گروه‌های جنسیتی با قدرت آماری محدودتری آشکار شده باشند.

پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آینده با استفاده از طرح‌های طولی یا چندموجی، ترتیب زمانی روابط میان سرمایه روان‌شناختی، حمایت اجتماعی، استرس شغلی و عملکرد شغلی را بررسی کنند تا امکان استنباط دقیق‌تر درباره جهت اثرات فراهم شود. استفاده از نمونه‌گیری تصادفی و انجام

پژوهش در شهرها و استان‌های مختلف می‌تواند قابلیت تعمیم نتایج را افزایش دهد. همچنین، بررسی مدل در مقاطع ابتدایی، متوسطه و آموزش عالی و مقایسه ساختار روابط در این گروه‌ها می‌تواند تفاوت‌های ناشی از بافت آموزشی را آشکار سازد. پیشنهاد می‌شود در مطالعات بعدی علاوه بر خودگزارشی معلمان، از شاخص‌های عینی یا چندمنبعی عملکرد، مانند ارزیابی مدیران، همکاران یا شاخص‌های رفتاری استفاده شود. بررسی متغیرهایی مانند فرسودگی شغلی، رضایت شغلی، درگیری کاری، هویت حرفه‌ای، خودکارآمدی، حمایت سازمانی و تعادل کار–خانواده به‌عنوان میانجی یا تعدیل‌گر نیز می‌تواند مدل حاضر را توسعه دهد. علاوه بر این، انجام مطالعات مداخله‌ای برای ارزیابی این موضوع که آیا آموزش مؤلفه‌های سرمایه روان‌شناختی یا تقویت شبکه‌های حمایتی واقعاً موجب کاهش استرس و افزایش عملکرد می‌شود، می‌تواند شواهد کاربردی قدرتمندتری فراهم کند.

با توجه به نتایج پژوهش، پیشنهاد می‌شود مدیران مدارس و مسئولان نظام آموزشی برنامه‌های منظمی برای توسعه سرمایه روان‌شناختی معلمان طراحی کنند که بر تقویت خودکارآمدی، امید، تاب‌آوری و خوش‌بینی تمرکز داشته باشند. برگزاری کارگاه‌های مهارت‌های مقابله با فشار، حل مسئله، تنظیم هیجان، هدف‌گذاری حرفه‌ای و تاب‌آوری می‌تواند بخشی از این برنامه‌ها باشد. همچنین، ایجاد گروه‌های حمایت همتایان، نظام‌های مربیگری حرفه‌ای، تقویت ارتباط میان معلمان و مدیران و فراهم کردن امکان دریافت حمایت عاطفی و حرفه‌ای می‌تواند احساس حمایت اجتماعی را افزایش دهد. در سطح سازمانی نیز کاهش بار اداری غیرضروری، شفاف‌سازی وظایف، افزایش مشارکت معلمان در تصمیم‌گیری و فراهم کردن منابع مناسب برای انجام وظایف می‌تواند به کاهش استرس شغلی کمک کند. از آنجا که نقش تعدیل‌گر جنسیت تأیید نشد، مداخلات اصلی می‌توانند به‌صورت عمومی برای زنان و مردان طراحی شوند، هرچند توجه به نیازهای خاص هر گروه در سطح اجرایی همچنان ضروری است. در مجموع، سیاست‌های ارتقای عملکرد معلمان زمانی احتمال موفقیت بیشتری خواهند داشت که به‌طور هم‌زمان بر توسعه منابع روان‌شناختی فردی، تقویت شبکه‌های حمایتی و کاهش منابع فشار شغلی تمرکز کنند.

تشکر و قدردانی

از تمامی کسانی که در انجام این پژوهش ما را همراهی کردند تشکر و قدردانی به عمل می‌آید.

مشارکت نویسندگان

در نگارش این مقاله تمامی نویسندگان نقش یکسانی ایفا کردند.

تعارض منافع

در انجام مطالعه حاضر، هیچ‌گونه تضاد منافعی وجود ندارد.

موازین اخلاقی

در تمامی مراحل پژوهش حاضر اصول اخلاقی مرتبط با نشر و انجام پژوهش رعایت گردیده است.

Extended Abstract

Introduction

Teacher job performance is a central determinant of educational effectiveness because teachers are responsible not only for delivering instructional content, but also for managing classrooms, supporting students' emotional and academic development, implementing curricula, assessing learning outcomes, and participating in broader school responsibilities. Accordingly, teacher performance is increasingly viewed as a multidimensional outcome shaped by the interaction of

personal psychological resources, social and organizational support, and occupational demands. Recent evidence has emphasized that teacher job performance is influenced by leadership conditions, psychological resources, and the quality of the professional environment rather than by technical competence alone (Wang et al., 2025). Studies conducted in educational settings have also shown that psychological empowerment, professional identity, and psychological well-being can contribute to better teacher performance (Taqavi Deilami Pour & Pali, 2025), while professional ethics and organizational conditions may facilitate or constrain effective occupational functioning (Zeinali Dargiri et al., 2025). Within this framework, psychological capital has emerged as an important positive psychological resource. Psychological capital encompasses self-efficacy, hope, resilience, and optimism and reflects individuals' capacities to persist toward goals, recover from setbacks, maintain confidence in their abilities, and expect favorable outcomes. In teaching contexts, these capacities may be especially important because teachers frequently encounter emotional demands, workload pressures, role ambiguity, classroom management challenges, and organizational change. Empirical evidence indicates that psychological capital is positively associated with teacher motivation (Wu, 2024), professional engagement (Tighbakhsh et al., 2025), and innovative professional behavior (Melaku & Gobeze, 2026). Leadership research has further shown that self-efficacy, hope, resilience, and optimism are sensitive to the quality of school leadership and may serve as mechanisms through which supportive organizational environments strengthen teachers' professional functioning (Bellibaş et al., 2025). Alongside psychological capital, perceived social support represents an important interpersonal resource. Perceived social support refers to the extent to which individuals believe that supportive relationships with family, friends, and significant others are available when needed. Among teachers, greater perceived support has been linked with better emotional regulation and lower burnout (Li & Liu, 2025), while supportive social and organizational environments have also been associated with job satisfaction and collective efficacy (Zhu et al., 2024). Perceived support may additionally strengthen professional identity, career-related expectations, and occupational commitment (Shang et al., 2026), and broader evidence from educational settings suggests that emotional and institutional support can enhance psychological well-being and adaptive functioning (Assefa et al., 2025; Gao et al., 2025). One mechanism through which psychological and social resources may influence job performance is occupational stress. Teacher stress develops when occupational demands are perceived as exceeding available coping resources and has been associated with lower job satisfaction, motivation, and professional effectiveness (Skaalvik & Skaalvik, 2023). Recent research has also demonstrated that resilience and emotional intelligence are linked to lower stress and more favorable occupational outcomes among teachers (Chen & Xie, 2025). New forms of occupational pressure, particularly technostress, have likewise been associated with burnout, reduced job satisfaction, and poorer performance (Tu et al., 2025; Valiao, 2025). Evidence further suggests that occupational stress can function as an explanatory mechanism linking environmental and psychological factors to teacher engagement and professional outcomes (Chen & Xie, 2026; Yong & Zhang, 2025). In addition, work-family support, occupational stress, and psychological capital have been shown to interact in predicting negative occupational outcomes such as burnout (Li, 2025). Gender may also influence the way teachers experience occupational stress and mobilize psychological and social resources. Previous research has documented gender differences in certain dimensions of teachers' occupational stress (Tsubono et al., 2024), suggesting the importance of testing whether structural relationships among psychological resources, social support, stress, and performance differ between women and men. Therefore, the present study aimed to examine the effects of psychological capital and perceived

social support on job performance, with occupational stress as a mediating variable and gender as a moderating variable, among lower and upper secondary school teachers in Ahvaz.

Methods and Materials

This applied, cross-sectional, descriptive-correlational study was conducted among lower and upper secondary school teachers working in girls' and boys' schools in Ahvaz during the 2024–2025 academic year. Participants were selected through convenience sampling. An online questionnaire was distributed through virtual groups used by teachers after coordination with relevant group administrators. A total of 858 questionnaire visits were recorded, of which 300 participants completed the survey in full, yielding a response rate of 34.96%. The final sample included 152 women and 148 men. Participants' overall mean age was 34.48 years with a standard deviation of 7.14 years, and ages ranged from 20 to 57 years. Regarding educational attainment, 10.00% held associate degrees, 44.67% bachelor's degrees, 36.33% master's degrees, and 9.00% doctoral degrees. In terms of work experience, 23.67% had less than five years of experience, 41.33% had five to ten years, 29.00% had ten to twenty years, and 6.00% had more than twenty years of experience.

Psychological capital was measured using the 24-item Psychological Capital Questionnaire, which assesses self-efficacy, hope, resilience, and optimism on a six-point Likert scale. Perceived social support was assessed using the 12-item Multidimensional Scale of Perceived Social Support, covering support from family, friends, and significant others on a seven-point Likert scale. Occupational stress was measured using the nine-item job stress scale, rated on a five-point Likert scale, and job performance was assessed using the 15-item Patterson Job Performance Questionnaire, also scored on a five-point Likert scale. Confirmatory factor analyses supported the structural validity of all instruments, and Cronbach's alpha coefficients were 0.881 for psychological capital, 0.874 for perceived social support, 0.864 for occupational stress, and 0.881 for job performance.

Data were analyzed using SPSS-27 and AMOS-24. Descriptive statistics, Pearson correlations, confirmatory factor analysis, structural equation modeling, path analysis, bootstrap testing of indirect effects, and multi-group analysis were employed. Maximum likelihood estimation was used for structural analyses. Model fit was evaluated using χ^2/df, GFI, AGFI, NFI, CFI, IFI, TLI, and RMSEA. Prior to structural modeling, assumptions related to missing data, outliers, normality, and multicollinearity were examined and found to be acceptable.

Findings

The mean scores for psychological capital, perceived social support, occupational stress, and job performance in the total sample were 71.96 ± 17.60, 48.01 ± 15.59, 26.83 ± 8.95, and 45.07 ± 12.89, respectively. Descriptive differences between women and men were small. Psychological capital was positively correlated with job performance ($r = 0.504$, $p < 0.01$) and negatively correlated with occupational stress ($r = -0.505$, $p < 0.01$). Perceived social support was positively associated with job performance ($r = 0.562$, $p < 0.01$) and negatively associated with occupational stress ($r = -0.487$, $p < 0.01$). Occupational stress was negatively correlated with job performance ($r = -0.547$, $p < 0.01$). Similar patterns were observed separately among women and men.

The structural model demonstrated acceptable overall fit, with $\chi^2 = 71.70$, $df = 24$, $\chi^2/df = 2.98$, GFI = 0.951, AGFI = 0.907, NFI = 0.953, CFI = 0.968, IFI = 0.968, TLI = 0.951, and RMSEA = 0.082. Psychological capital had a significant negative direct effect on occupational stress ($\beta = -0.437$, $p < 0.001$) and a significant positive direct effect on job performance ($\beta = 0.324$, $p < 0.001$). Perceived social support also had a significant negative effect on occupational stress ($\beta = -0.404$, $p < 0.001$)

and a significant positive effect on job performance (β = 0.437, p < 0.001). Occupational stress had a significant negative direct effect on job performance (β = -0.180, p = 0.002).

Bootstrap analysis confirmed significant indirect effects. The indirect effect of psychological capital on job performance through occupational stress was β = 0.079, with a bootstrap confidence interval of [0.024, 0.134], while the indirect effect of perceived social support on job performance through occupational stress was β = 0.073, with a confidence interval of [0.022, 0.124]. Because neither interval included zero, occupational stress was confirmed as a significant partial mediator in both relationships.

Multi-group analysis was used to evaluate the moderating role of gender. The unconstrained model produced CMIN = 89.876, df = 48, and CMIN/DF = 1.872, whereas the constrained model produced CMIN = 94.867, df = 58, and CMIN/DF = 1.636. The chi-square difference was not statistically significant ($\Delta\chi^2 = 4.991$, $\Delta df = 10$, $p > 0.05$), indicating that gender did not significantly moderate the overall structural relationships. In women, occupational stress significantly predicted lower job performance (β = -0.218, p = 0.011), whereas in men the same path was negative but did not reach the 0.05 significance level (β = -0.153, p = 0.054). Nevertheless, the formal multi-group comparison showed that the overall pattern of structural paths did not differ significantly by gender.

Discussion and Conclusion

The findings indicate that both psychological capital and perceived social support function as important protective and performance-enhancing resources among secondary school teachers. Psychological capital appears to reduce occupational stress while simultaneously improving job performance, suggesting that teachers who possess higher self-efficacy, hope, resilience, and optimism are better equipped to cope with professional demands and sustain effective occupational behavior. These psychological resources may enable teachers to interpret demanding situations as manageable challenges rather than uncontrollable threats, maintain goal-directed effort, recover more rapidly from setbacks, and remain engaged with professional responsibilities.

Perceived social support also emerged as a strong predictor of both lower occupational stress and higher job performance. Teachers who believe that meaningful support is available from family, friends, and significant others may experience greater emotional security, stronger coping capacity, and a reduced sense of isolation when confronting workplace difficulties. The comparatively strong direct effect of perceived social support on job performance also suggests that interpersonal resources may contribute to professional functioning independently of their stress-buffering role.

Occupational stress was inversely associated with job performance and partially mediated the effects of both psychological capital and perceived social support. This finding highlights stress as an important explanatory mechanism through which personal and social resources are translated into occupational outcomes. In practical terms, psychological and social resources do not simply enhance performance directly; they also appear to protect performance by reducing the degree to which teachers experience their work as stressful. Because the direct effects of psychological capital and perceived social support remained significant after occupational stress was included in the model, the mediating process was partial rather than complete.

The lack of a significant moderating effect of gender indicates that the overall structural relationships were broadly similar for women and men. Although some path coefficients differed numerically and the occupational stress–performance path reached significance only among women, these differences were not large enough to produce statistically distinct structural models. Therefore, the basic mechanisms linking psychological capital, social support, occupational stress, and job performance appear to operate similarly across gender groups in this sample.

Overall, the results support a model in which internal psychological resources and external interpersonal support jointly contribute to better teacher performance, both directly and indirectly through lower occupational stress. These findings suggest that interventions aimed at improving teacher effectiveness should not focus solely on technical training or performance monitoring. Programs that strengthen psychological capital, foster supportive professional and interpersonal networks, and reduce unnecessary occupational stress may provide a more comprehensive approach to improving teacher functioning. The findings further suggest that such interventions can generally be designed for both women and men, while remaining sensitive to specific stressors that may differ across individuals or work contexts.

References

Assefa, Y., Alhur, A. A., Tilwani, S. A., Spahiu, I., & Majeed, H. (2025). The Influence of Teacher Leadership on Student Self-Determination in Higher Education: The Moderating Role of Institutional Support and Classroom Climate. *Social Sciences & Humanities Open*, *12*, 102166. https://doi.org/10.1016/j.ssaho.2025.102166

Bellibaş, M. Ş., Polatcan, M., & Berkovich, I. (2025). Teachers' Self-Efficacy, Hope, Resilience, and Optimism: Linking Social Justice Leadership, Transformational Leadership, and Psychological Capital. *Educational Management Administration & Leadership*. https://doi.org/Volume, issue, and pages were not supplied.

Chen, S., & Xie, Z. (2026). Perceived principal leadership and work engagement among Chinese primary school teachers: The roles of occupational stress and job crafting. *European Journal of Education*, *61*(2), e70426. https://doi.org/10.1111/ejed.70426

Chen, X., & Xie, Q. W. (2025). The Relationship Between Job Stress, Resilience, Emotional Intelligence, and Job Satisfaction Among College Teachers. *Scientific reports*, *15*(1). https://doi.org/10.1038/s41598-025-08692-x

Gao, Y., Gan, L., & Zhang, D. (2025). The mediating role of perceived teacher emotional support in EFL students' social-emotional competence and psychological well-being: A structural equation modelling (SEM) study. *Journal of Multilingual and Multicultural Development*, *46*(7), 1924-1940. https://doi.org/10.1080/01434632.2025.2478901

Li, H., & Liu, J. (2025). The Impact of Work-Family Support and Occupational Stress on Burnout Among University Teachers: The Mediating Role of Psychological Capital. *Sage Open*, *15*(4). https://doi.org/10.1177/21582440251386175

Li, Y. (2025). A Network Analysis of the Relationship Between Perceived Social Support, Emotion Regulation, and Job Burnout Among Elementary and Middle School Teachers. *Frontiers in psychology*, *16*. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1704862

Melaku, A. K., & Gobeze, M. (2026). The Mediating Role of Schools as Learning Institutions in the Relationship Between Psychological Capital and Innovative Behavior Among Preschool Teachers in West Hararghe Zone, Ethiopia. https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-9050262/v1

Shang, W., He, Y., & Bai, B. (2026). Perceived social support and pre-service teachers' career calling: Roles of vocational outcome expectations and professional identity. *Frontiers in psychology*, *17*, 1826997. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2026.1826997

Skaalvik, E. M., & Skaalvik, S. (2023). Teacher stress and job satisfaction: The role of self-efficacy and motivation. *Teaching and Teacher Education*, *116*, 103724.

Taqavi Deilami Pour, M., & Pali, S. (2025). The effect of psychological empowerment on teachers' job performance with the mediating role of professional identity and psychological well-being. *Personal Development and Organizational Transformation*, *3*(2), 1-16. https://doi.org/10.61838/kman.jpdot.482

Tighbakhsh, S., Baghi, N., Mokhtari, Z., Khodadoust, M., Nik Ardestani, M., & Heydari Dehabadi, K. (2025). Predicting Professional Engagement among Elementary School Teachers in Shiraz Based on Their Psychological Capital and Self-Efficacy. *Quarterly Journal of Psychology and Educational Sciences*, *11*(4), 1-15.

Tsubono, K., Oba, K., Fudetani, Y., Ikeda, C., & Sakamoto, J. (2024). Multidimensional Analysis of Schoolteachers' Occupational Stress by the New Brief Job Stress Questionnaire: Focusing on Gender Differences. *Industrial health*, *62*(1), 39-55. https://doi.org/10.2486/indhealth.2023-0018

Tu, L., Jiang, H., & Dai, L. (2025). Technostress, Burnout, and Job Satisfaction: An Empirical Study of STEM Teachers' Well-Being and Performance. *Behavioral Sciences*, *15*(7), 992. https://doi.org/10.3390/bs15070992

Valiao, A. (2025). Technostress and Its Impact on the Job Performance of Teachers. *Jip*, *3*(2). https://doi.org/10.69569/jip.2024.0692

Wang, X., Hamid, A. H. A., & Nor, M. Y. B. M. (2025). The Impact of Principals' Transformational Leadership on Multidimensionality of Teacher Job Performance: SEM Evidence from Chinese Schools. *Asian Journal of Interdisciplinary Research*, *8*(3), 72-88.

Wu, S. M. (2024). The Impact of Workplace Spirituality and Psychological Capital on Elementary School Teachers' Motivation. *Behavioral Sciences*, *14*(10), 881. https://doi.org/10.3390/bs14100881

Yong, P., & Zhang, J. (2025). How Transformational Leadership Reduces Teachers' Role Stress: Dual Mediation of Affective Commitment and Job Satisfaction. *Frontiers in psychology*, *16*, 1634303. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1634303

Zeinali Dargiri, E., Banisi, V., & Jafari, A. (2025). The Effect of Professional Ethics on Teachers' Job Performance: Analysis of Challenges and Solutions. *Journal of Mental Health in School*, *3*(3), 2-11.

Zhu, C., Xia, M., Xie, H., Wang, Y., Ye, J., & Xu, J. (2024). Primary School Teachers' Perceived Organizational Support and Job Satisfaction: The Mediating Role of Collective Efficacy. *Social Behavior and Personality: an international journal*, *52*(2), e12915. https://doi.org/10.2224/sbp.12915