شناخت، رفتار، یادگیری

مدل پیش‌بینی رابطه معلم–دانش‌آموز بر اساس طرحواره‌های ناسازگار اولیه در معلمان دبستان‌های شهر تهران

آیگین مسندی[1]، فریبا بشردوست تجلی[1*]، نسترن شریفی[1]

۱. گروه روان شناسی، واحد رودهن، دانشگاه آزاد اسلامی، رودهن، ایران.

* ایمیل نویسنده مسئول: faribabashardoost@iau.ac.ir

تاریخ ارسال: ۱۴۰۵/۰۳/۰۶ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۶/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۷/۲۱ تاریخ چاپ: ۱۴۰۶/۰۵/۰۱

چکیده

پژوهش حا ضر با هدف برر سی برازش مدل پیش‌بینی رابطه معلم–دانش‌آموز بر ا ساس حوزه‌های طرحواره‌های نا سازگار اولیه در معلمان دب ستان‌های شهر تهران انجام شد. این پژوهش از نظر روش، کمی، غیرآزمای شی و از نوع همب ستگی مبتنی بر مدل سازی معادلات ساختاری بود. جامعه آماری شامل معلمان زن شاغل در دب ستان‌های غیرانتفاعی دخترانه شهر تهران در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ بود که با ا ستفاده از نمونه‌گیری ت صادفی خو شه‌ای از مناطق مختلف شهر تهران انتخاب شـــدند. پس از حذف داده‌های ناقص و نامناســـب، داده‌های ۳۳۵ معلم مورد تحلیل قرار گرفت. ابزارهای گردآوری داده‌ها شامل پرسشنامه طرحواره‌های ناسازگار اولیه یانگ و پرسشنامه تعامل معلم–دانش‌آموز ووبلز و همکاران بود. تحلیل داده‌ها با ا ستفاده از آزمون‌های همبستگی و مدل سازی معادلات ساختاری انجام شد. نتایج مدل سازی نشان داد که بر یدگی و طرد، همکاری را به‌طور منفی (β=-۰.۲۷, p<۰.۰۰۱) و مخالفت‌جویی را به‌طور مثبت (β=۰.۳۲, p<۰.۰۰۱) پیش‌بینی کرد. خودگردانی و عملکرد مختـل بـا همکـاری رابطـه منفی (β=-۰.۱۹, p=۰.۰۱۱) و بـا مخالفت‌جویی (β=۰.۱۷, p=۰.۰۲۱) و تسلیم (β=۰.۲۸, p<۰.۰۰۱) رابطه مثبت داشت و تسلط را به‌طور منفی پیش‌بینی کرد (β=-۰.۳۳, p<۰.۰۰۱). محدودیت‌های مختل تنها اثر معناداری بر مخالفت‌جویی داشـــت (β=۰.۱۵, p=۰.۰۴۲). دگرجهت‌مندی، تسـلیم را به‌طور مثبت (β=۰.۳۶, p<۰.۰۰۱) و تسـلط را به‌طور منفی (β=-۰.۱۵, p=۰.۰۴۴) پیش‌بینی کرد، در حالی که م سیرهای مربوط به گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری معنادار نبودند. شاخص‌های برازش نیز برازش مطلوب مدل را تأیید کرد ند (χ^2/df =۲.۳۰, GFI =۰.۹۲, AGFI =۰.۸۹, CFI =۰.۹۴, TLI =۰.۹۲, NFI =۰.۹۱,) RMSEA=۰.۰۵۵, SRMR=۰.۰۵۰). یافته‌ها نشـــان می‌دهد که طرحواره‌های ناســـازگار اولیه معلمان، به‌ویژه حوزه‌های بریدگی و طرد، خودگردانی و عملکرد مختل و دگرجهت‌مندی، می‌توانند الگوهای تعامل آنان با دانش‌آموزان را پیش‌بینی کنند. بنابراین، شنا سایی و ا صلاح الگوهای شناختی نا سازگار معلمان می‌تواند در بهبود کیفیت تعاملات بین‌فردی، کاهش رفتارهای تعارض‌آمیز و تقویت روابط سازنده معلم–دانش‌آموز در محیط کلاس مؤثر باشد.

کلیدواژگان: *رابطه معلم–دانش‌آموز؛ طرحواره‌های ناسازگار اولیه؛ معلمان دبستان؛ تعامل بین‌فردی؛ مدل‌سازی معادلات ساختاری.*



شیوه اسـتناددهی: مسـندی، آیگین، بشـردوسـت تجلی، فریبا، و شریفی، نسترن. (۱۴۰۶). مدل پیش‌بینی رابطه معلم–دانش‌آموز بر اسـاس طرحواره‌های ناسـازگار اولیه در معلمان دبسـتان‌های شـهر تهران. *شناخت، رفتار، یادگیری*، ۴(۵)، ۱۹-۱.

© 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.

Cognition, Behavior, Learning

A Predictive Model of the Teacher–Student Relationship Based on Early Maladaptive Schemas Among Elementary School Teachers in Tehran

Aygin Masnadi[1], Fariba Bashardoost Tajali[1]*, Nastaran Sharifi[1]

1. Department of Psychology, Ro.C., Islamic Azad University, Roudehen, Iran

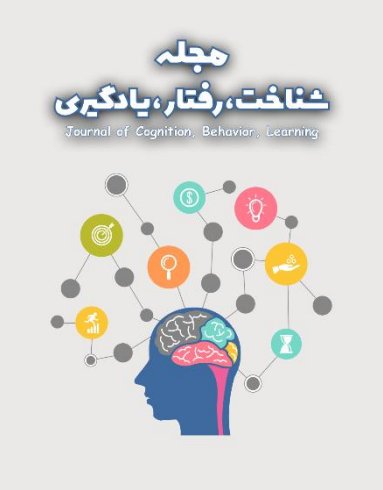
*Corresponding Author's Email: faribabashardoost@iau.ac.ir

Submit Date: 2026-05-27 Revise Date: 2026-09-18 Accept Date: 2026-10-13 Publish Date: 2027-07-23

Abstract

This study aimed to examine the fit of a predictive model of the teacher–student relationship based on teachers' early maladaptive schema domains. This quantitative, non-experimental, correlational study employed structural equation modeling. The statistical population consisted of female teachers working in private girls' elementary schools in Tehran during the 2024–2025 academic year. Participants were selected through cluster random sampling from different geographical districts of Tehran, and after excluding incomplete or unsuitable data, the responses of 335 teachers were analyzed. Data were collected using the Young Schema Questionnaire and the Wubbels et al. Teacher–Student Interaction Questionnaire. Correlation analysis and structural equation modeling were employed to test the hypothesized relationships and evaluate the overall fit of the proposed model. Structural equation modeling showed that disconnection and rejection negatively predicted cooperation (β=-0.27, p<0.001) and positively predicted opposition (β=0.32, p<0.001). Impaired autonomy and performance negatively predicted cooperation (β=-0.19, p=0.011) and dominance (β=-0.33, p<0.001), while positively predicting opposition (β=0.17, p=0.021) and submission (β=0.28, p<0.001). Impaired limits significantly predicted opposition (β=0.15, p=0.042), whereas its remaining paths were nonsignificant. Other-directedness positively predicted submission (β=0.36, p<0.001) and negatively predicted dominance (β=-0.15, p=0.044). None of the paths from over-vigilance and inhibition reached statistical significance. The structural model demonstrated satisfactory fit: χ^2/df=2.30, GFI=0.92, AGFI=0.89, CFI=0.94, TLI=0.92, NFI=0.91, RMSEA=0.055, and SRMR=0.050. Early maladaptive schemas, particularly disconnection and rejection, impaired autonomy and performance, and other-directedness, appear to play a meaningful role in predicting teachers' interpersonal interaction patterns with students. Identifying and modifying maladaptive cognitive schemas among teachers may therefore contribute to reducing conflictual interaction patterns and strengthening constructive teacher–student relationships within elementary school classrooms.

Keywords: *Teacher–student relationship; Early maladaptive schemas; Elementary school teachers; Interpersonal interaction; Structural equation modeling.*



How to cite: Masnadi, A., Bashardoost Tajali, F., Sharifi, N. (2027). A Predictive Model of the Teacher–Student Relationship Based on Early Maladaptive Schemas Among Elementary School Teachers in Tehran. *Cognition, Behavior, Learning, 4*(5), 1-19.

© 2027 the authors. This is an open access article under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC4.0) License.

مقدمه

نظام آموزشی یکی از بنیادی‌ترین نهادهای اجتماعی برای پرورش ظرفیت‌های شناختی، هیجانی، اجتماعی و اخلاقی نسل‌های آینده است و کیفیت عملکرد آن تا حد زیادی به کیفیت تعاملاتی بستگی دارد که در محیط مدرسه، به‌ویژه در کلاس درس، شکل می‌گیرد. در این میان، معلم نه‌تنها انتقال‌دهندهٔ دانش و مهارت‌های آموزشی است، بلکه به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل بین‌فردی محیط یادگیری، در شکل‌دهی به انگیزش، احساس امنیت، تعلق به مدرسه، مشارکت تحصیلی و سازگاری روان‌شناختی دانش‌آموزان نقش اساسی دارد. رابطهٔ معلم–دانش‌آموز، به‌ویژه در سال‌های ابتدایی تحصیل، می‌تواند بستری برای رشد اعتماد، خودکارآمدی، مسئولیت‌پذیری و درگیری فعال در فرایند یادگیری ایجاد کند یا در صورت برخورداری از ویژگی‌های تعارض‌آمیز، سرد و غیرحمایتی، به کاهش انگیزش و افزایش مشکلات رفتاری و هیجانی منجر شود. پژوهش‌ها نشان داده‌اند که کیفیت روابط مثبت و منفی دانش‌آموزان با معلمان با میزان مشارکت تحصیلی آنان ارتباط دارد و حتی تعداد روابط مثبت یا منفی با معلمان مختلف می‌تواند سطح درگیری دانش‌آموزان با فعالیت‌های مدرسه را تحت تأثیر قرار دهد (Martin & Collie, 2019). همچنین، شواهد حاکی از آن است که تعامل معلم–دانش‌آموز با سازگاری با مدرسه و مشارکت تحصیلی پیوند ساختاری دارد و کیفیت این تعامل می‌تواند در نحوهٔ سازگاری دانش‌آموز با الزامات محیط آموزشی نقش تعیین‌کننده‌ای داشته باشد (Mohammadi Baghmolaee & Yousefi 2019). از سوی دیگر، مرور نظام‌مند مطالعات مرتبط با اضطراب و روابط معلم–دانش‌آموز نشان داده است که رابطه میان این دو سازه دوسویه و پیچیده است و کیفیت تعاملات کلاسی می‌تواند با وضعیت هیجانی و سازگاری دانش‌آموزان ارتباط داشته باشد (Salter et al., 2025). در جمعیت‌های خاص نیز اهمیت این رابطه آشکار است؛ برای نمونه، کیفیت روابط والد–کودک و معلم–دانش‌آموز در تبیین موفقیت یا کم‌پیشرفتی تحصیلی کودکان تیزهوش مورد توجه قرار گرفته و نشان داده شده است که عوامل بین‌فردی می‌توانند در فهم تفاوت‌های عملکرد تحصیلی این دانش‌آموزان نقش داشته باشند (Baudry et al., 2026).

اهمیت رابطهٔ معلم–دانش‌آموز تنها به پیامدهای تحصیلی محدود نمی‌شود، بلکه این رابطه بخشی از نظام پیچیدهٔ روان‌شناختی کلاس است که در آن ویژگی‌های شخصیتی، باورها، نگرش‌ها، توانایی‌های تنظیم هیجان و الگوهای شناختی معلم نیز وارد تعامل می‌شوند. معلمانی که از ظرفیت‌های روان‌شناختی مطلوب‌تری برخوردارند، معمولاً توانایی بیشتری در ایجاد محیط‌های یادگیری حمایتگر، مدیریت تعارض، حفظ ارتباط مؤثر و برقراری توازن میان کنترل و حمایت دارند. در پژوهش‌های جدید، خودکارآمدی معلمان یکی از سازه‌های مهم در پیوند میان رهبری آموزشی و توانایی معلمان برای درگیرکردن دانش‌آموزان و مدیریت کلاس شناخته شده است؛ به‌گونه‌ای که ادراک معلم از توانمندی خود می‌تواند در نحوهٔ پاسخ‌دهی او به نیازهای دانش‌آموزان و مدیریت موقعیت‌های دشوار کلاس نقش داشته باشد (Zhang & Wu, 2025). همچنین، شواهد حاصل از فراتحلیل مدل‌سازی معادلات ساختاری نشان داده است که خودکارآمدی معلم می‌تواند سازوکاری مهم در ارتباط میان رهبری آموزشی و پیامدهای دانش‌آموزان باشد (Ozdogru et al., 2025). از سوی دیگر، نگرش رشد معلمان و ادراک آنان از فضای مدرسه نیز می‌تواند با فرایندهای تحصیلی دانش‌آموزان در ارتباط باشد و رابطهٔ میان نگرش رشد دانش‌آموز و پیشرفت تحصیلی را تعدیل کند (Zhang et al., 2025). حتی در محیط‌های آموزشی مبتنی بر فناوری و هوش مصنوعی نیز ویژگی‌های منش و قوت‌های شخصیتی معلمان با انگیزش و بهزیستی دانش‌آموزان مرتبط دانسته شده‌اند که نشان می‌دهد نقش روان‌شناختی معلم با تغییر بسترهای آموزشی همچنان اهمیت خود را حفظ می‌کند (Wang, 2026).

در کنار این ظرفیت‌های مثبت، معلمان ممکن است با مجموعه‌ای از عوامل آسیب‌زا و فشارهای روان‌شناختی نیز مواجه باشند که کیفیت رابطهٔ آنان با دانش‌آموزان را تحت تأثیر قرار دهد. تدریس از جمله مشاغلی است که با فشارهای مستمر بین‌فردی، مدیریتی، شناختی و هیجانی همراه است و در صورت فقدان منابع روان‌شناختی کافی می‌تواند به استرس، فرسودگی شغلی و کاهش کیفیت تعامل منجر شود. پژوهش‌ها نشان داده‌اند که فرسودگی معلمان تنها تحت تأثیر ویژگی‌های محیط مدرسه قرار ندارد، بلکه باورهای غیرمنطقی و الگوهای شناختی فرد نیز می‌توانند در پیش‌بینی آن نقش داشته باشند (Huk et al., 2019). همچنین، در مطالعات داخلی نشان داده شده است که طرحواره‌های

ناسازگار اولیه و سخت‌رویی قادر به پیش‌بینی فرسودگی شغلی معلمان ابتدایی هستند و این یافته بر اهمیت توجه به ساختارهای شناختی عمیق در فهم وضعیت شغلی و هیجانی معلمان تأکید دارد (Bay & Novinrouz, 2022). شواهد دیگری نیز نشان داده‌اند که استرس شغلی معلمان می‌تواند بر اساس نیازهای روان‌شناختی بنیادین، استرس ادراک‌شده و طرحواره‌های ناسازگار اولیه پیش‌بینی شود (Mohammadi, 2020). بنابراین، بررسی کیفیت تعاملات معلم با دانش‌آموزان بدون توجه به ساختارهای شناختی و هیجانی پایدار معلم، ممکن است تصویری ناقص از فرایندهای بین‌فردی کلاس ارائه دهد.

یکی از مهم‌ترین چارچوب‌های نظری برای فهم این ساختارهای شناختی پایدار، نظریهٔ طرحواره‌های ناسازگار اولیه است. طرحواره‌های ناسازگار اولیه به الگوهای عمیق، فراگیر و نسبتاً باثباتی از باورها، خاطرات، هیجان‌ها و ادراک فرد نسبت به خود و روابط با دیگران اشاره دارند که معمولاً در نتیجهٔ ناکامی در ارضای نیازهای هیجانی اساسی در سال‌های اولیه زندگی شکل می‌گیرند و در مراحل بعدی زندگی در موقعیت‌های مختلف فعال می‌شوند. این طرحواره‌ها می‌توانند نحوهٔ تفسیر رویدادها، قضاوت درباره رفتار دیگران و انتخاب پاسخ‌های هیجانی و رفتاری را تحت تأثیر قرار دهند. به همین دلیل، می‌توان انتظار داشت که در حرفه‌ای مانند معلمی، که به‌طور مستمر با تعاملات بین‌فردی همراه است، فعال‌شدن طرحواره‌های ناسازگار اولیه بر شیوهٔ ادراک و واکنش معلم نسبت به رفتار دانش‌آموزان اثر بگذارد. پژوهش‌های مختلف رابطهٔ طرحواره‌های ناسازگار اولیه را با پیامدهای روان‌شناختی گوناگون نشان داده‌اند. برای مثال، میان احساس تنهایی و طرحواره‌های ناسازگار در دانشجویان رابطه گزارش شده است و این یافته نشان می‌دهد که طرحواره‌ها با کیفیت تجربهٔ بین‌فردی و احساس ارتباط با دیگران پیوند دارند (Abedi et al., 2020). همچنین، طرحواره‌های ناسازگار اولیه در پیش‌بینی نگرش زمانی با میانجی‌گری امید به زندگی نقش داشته‌اند که بیانگر نفوذ این ساختارها بر ارزیابی فرد از گذشته، حال و آینده است (Yarandi & Madahi, 2025). یافته‌های جدیدتر نیز از ارتباط حالت‌های طرحواره‌ای با الگوهای خودآسیب‌رسان در دانشجویان حمایت می‌کنند و نشان می‌دهند که ساختارهای طرحواره‌ای می‌توانند با اشکال شدیدتر نابسامانی هیجانی و رفتاری نیز ارتباط داشته باشند (Ulbe et al., 2026).

بر اساس این دیدگاه، طرحواره‌های ناسازگار اولیه می‌توانند به شیوه‌های مختلف در تعاملات حرفه‌ای معلمان بازتاب پیدا کنند. برای مثال، معلمی که در حوزهٔ بریدگی و طرد طرحواره‌های فعال‌تری دارد، ممکن است رفتارهای مبهم دانش‌آموز را به‌صورت رد، بی‌اعتمادی یا بی‌احترامی تفسیر کند و در نتیجه با فاصله‌گیری عاطفی، سرزنش یا کنترل شدید واکنش نشان دهد. در حوزهٔ خودگردانی و عملکرد مختل، باورهای مرتبط با ناکارآمدی، شکست یا آسیب‌پذیری ممکن است با اعتماد پایین‌تر به توانایی مدیریت کلاس یا حساسیت بیشتر در برابر موقعیت‌های دشوار همراه شود. طرحواره‌های مربوط به محدودیت‌های مختل می‌توانند در تعیین مرزها، تنظیم قواعد و کنترل تکانه‌ها مؤثر باشند و طرحواره‌های دگرجهت‌مندی ممکن است سبب شوند معلم بیش از اندازه بر تأیید دیگران، اطاعت، فداکاری یا اجتناب از تعارض تمرکز کند. همچنین، در حوزهٔ گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری، گرایش‌هایی مانند بدبینی، معیارهای سرسختانه، بازداری هیجانی و تنبیه‌گری می‌توانند بر انعطاف‌پذیری و پاسخ‌دهی هیجانی معلم اثر بگذارند. این تبیین‌ها با یافته‌هایی که نشان داده‌اند مداخلات مبتنی بر طرحواره می‌توانند وضعیت هیجانی و شناختی افراد را بهبود دهند، همخوان است. برای نمونه، طرحواره‌درمانی در کاهش نگرش‌های ناکارآمد، افسردگی و احساس تنهایی زنان مطلقه مؤثر گزارش شده است (Ahmadi Tayfkani et al., 2024) و در افراد دارای اختلال شخصیت مرزی نیز بر اضطراب، افسردگی و تکانشگری تأثیر داشته است (Chengizian, 2023). همچنین، بررسی رابطهٔ طرحواره‌های ناسازگار با علائم وسواسی و کاربرد طرحواره‌درمانی برای کاهش این علائم نیز نشان‌دهندهٔ اهمیت بالینی و رفتاری این ساختارهای شناختی است (Sohani & Mahmoudi, 2025).

اهمیت طرحواره‌ها از این جهت نیز قابل توجه است که برخلاف بسیاری از متغیرهای موقعیتی، ساختارهایی عمیق و نسبتاً پایدار هستند و ممکن است در شرایط مختلف حرفه‌ای به‌طور مشابه فعال شوند. بنابراین، شناخت این ساختارها می‌تواند توضیح دهد که چرا دو معلم در برابر رفتار یکسان دانش‌آموز واکنش‌هایی کاملاً متفاوت نشان می‌دهند. پژوهش‌های مداخله‌ای نیز از قابلیت اصلاح فرایندهای طرحواره‌ای حمایت

کرده‌اند. مقایسهٔ طرحواره‌درمانی و واقعیت‌درمانی در معلمان پیش‌دبستانی نشان داده است که مداخلات روان‌شناختی می‌توانند انعطاف‌پذیری روان‌شناختی و خودتنظیمی هیجانی معلمان را بهبود بخشند (Nasiri et al., 2022). همچنین، آموزش مبتنی بر طرحواره در مقایسه با آموزش تیپ‌شناسی شخصیتی در زمینهٔ سازگاری تحصیلی دانشجویان مورد بررسی قرار گرفته و شواهدی از اثربخشی آن ارائه شده است (Sabbagh & Sabet, 2025). در پژوهش دیگری، طرحواره‌درمانی موجب بهبود بهزیستی و خودکارآمدی تحصیلی دانش‌آموزان دورهٔ دوم متوسطه شده است که بار دیگر نشان می‌دهد تغییر در ساختارهای شناختی عمیق می‌تواند با پیامدهای مثبت آموزشی و روان‌شناختی همراه باشد (Samadi-Manaf & Moradi, 2025). حتی مداخلات مبتنی بر آموزش والدگری رفتاری—طرحواره‌ای نیز در کودکان دارای اختلال نقص توجه/بیش‌فعالی مورد استفاده قرار گرفته‌اند و نتایج آن‌ها بر امکان کاربرد چارچوب طرحواره‌ای در تنظیم تعاملات بین‌فردی خانواده و کودک تأکید دارد (Solan et al., 2020).

با وجود این شواهد، بخش قابل توجهی از پژوهش‌های مربوط به طرحواره‌های ناسازگار اولیه بر جمعیت‌های بالینی، دانشجویان یا پیامدهایی مانند افسردگی، اضطراب، تنهایی، فرسودگی و خودتنظیمی متمرکز بوده‌اند و رابطهٔ مستقیم میان حوزه‌های طرحواره‌ای معلمان و الگوهای مشخص تعامل آنان با دانش‌آموزان کمتر بررسی شده است. این خلأ از آن جهت اهمیت دارد که رابطهٔ معلم—دانش‌آموز خود دارای ابعاد متفاوتی است و نمی‌توان آن را به یک شاخص کلی فروکاست. رفتارهای مبتنی بر همکاری، درک، کمک‌کنندگی و رهبری با رفتارهایی مانند مخالفت‌جویی، سرزنش، تسلیم، تردید، سلطه‌گری یا کنترل تفاوت اساسی دارند و ممکن است هر یک تحت تأثیر الگوهای شناختی متفاوتی قرار گیرند. به همین دلیل، بررسی رابطهٔ پنج حوزهٔ طرحواره‌های ناسازگار اولیه با چهار بعد اصلی تعامل معلم—دانش‌آموز می‌تواند درک دقیق‌تری از سازوکارهای روان‌شناختی زیربنایی رفتار معلمان فراهم کند. از سوی دیگر، اهمیت چنین تحلیلی با یافته‌های مربوط به نقش ویژگی‌های معلمان در پیامدهای دانش‌آموزان تقویت می‌شود؛ برای مثال، خودکارآمدی معلم در مدیریت کلاس و مشارکت دانش‌آموزان با رهبری آموزشی مدرسه مرتبط دانسته شده است (Zhang & Wu, 2025) و همچنین قوت‌های شخصیتی معلمان در محیط‌های نوین آموزشی با انگیزش و بهزیستی دانش‌آموزان ارتباط نشان داده‌اند (Wang, 2026). این یافته‌ها نشان می‌دهند که تمرکز بر ویژگی‌های درونی معلم می‌تواند مکمل مناسبی برای رویکردهای صرفاً سازمانی یا آموزشی باشد.

همچنین، توجه به رابطهٔ معلم—دانش‌آموز در مقطع ابتدایی اهمیت مضاعفی دارد، زیرا در این دوره دانش‌آموزان بخش مهمی از نگرش خود نسبت به مدرسه، یادگیری و اقتدار آموزشی را شکل می‌دهند و معلم یکی از مهم‌ترین بزرگسالان خارج از خانواده در زندگی آنان است. کیفیت تعامل در این دوره می‌تواند بر ادراک دانش‌آموز از امنیت، عدالت، حمایت و توانمندی شخصی تأثیر بگذارد. از سوی دیگر، فشارهای حرفه‌ای، انتظارات سازمانی و مسئولیت مدیریت هم‌زمان ابعاد آموزشی و رفتاری کلاس می‌تواند زمینهٔ فعال‌شدن الگوهای شناختی ناسازگار در معلم را فراهم سازد. بنابراین، بررسی این موضوع در معلمان دبستان می‌تواند هم از منظر نظری و هم از منظر کاربردی ارزشمند باشد. از لحاظ نظری، چنین پژوهشی می‌تواند ارتباط میان نظریهٔ طرحواره‌ها و الگوهای تعامل بین‌فردی در محیط آموزشی را روشن‌تر سازد و از لحاظ کاربردی، می‌تواند مبنایی برای طراحی برنامه‌های غربالگری، آموزش مهارت‌های ارتباطی، مداخلات طرحواره‌محور و برنامه‌های ارتقای سلامت روان معلمان فراهم آورد. این موضوع با مطالعاتی که رابطهٔ طرحواره‌ها را با فرسودگی معلمان (Bay & Novinrouz, 2022)، استرس شغلی آنان (Mohammadi, 2020) و نقش باورهای ناکارآمد در فرسودگی شغلی (Huk et al., 2019) نشان داده‌اند، همسو است و ضرورت بررسی مستقیم اثر این ساختارهای شناختی بر تعاملات معلم—دانش‌آموز را برجسته‌تر می‌کند.

در مجموع، پیشینهٔ پژوهش نشان می‌دهد که از یک سو، کیفیت رابطهٔ معلم—دانش‌آموز با پیامدهای تحصیلی، روان‌شناختی و انگیزشی دانش‌آموزان ارتباط دارد (Baudry et al., 2026; Martin & Collie, 2019; Mohammadi Baghmolaee & Yousefi 2019; Salter et al., 2025) و از سوی دیگر، ویژگی‌های روان‌شناختی معلم، از جمله خودکارآمدی، باورها، نگرش‌ها و ساختارهای شناختی عمیق، می‌توانند بر عملکرد حرفه‌ای و نحوهٔ تعامل وی با محیط آموزشی اثر بگذارند (Ozdogru et al., 2025; Zhang et al., 2025). همچنین،

شواهد متعدد نشان می‌دهند که طرحواره‌های ناسازگار اولیه با طیفی از مشکلات هیجانی، بین‌فردی، شغلی و تحصیلی مرتبط هستند و مداخلات مبتنی بر طرحواره قابلیت ایجاد تغییر در پیامدهای روان‌شناختی را دارند (Ahmadi Tayfkani et al., 2024; Nasiri et al., 2022; Sabbagh & Sabet, 2025; Samadi-Manaf & Moradi, 2025). با این حال، مدل‌سازی هم‌زمان روابط میان حوزه‌های اصلی طرحواره‌های ناسازگار اولیه معلمان و ابعاد متفاوت رابطهٔ معلم–دانش‌آموز هنوز نیازمند بررسی تجربی بیشتری است و تبیین چنین الگویی می‌تواند به شناخت دقیق‌تر عوامل روان‌شناختی زیربنایی کیفیت روابط کلاسی منجر شود.

هدف پژوهش حاضر، بررسی برازش مدل پیش‌بینی رابطهٔ معلم–دانش‌آموز بر اساس طرحواره‌های ناسازگار اولیهٔ معلمان دبستان‌های غیرانتفاعی دخترانهٔ شهر تهران بود.

روش‌شناسی

پژوهش حاضر از منظر هدف در زمرهٔ پژوهش‌های نظری و بنیادی قرار داشت و با هدف بررسی و تبیین روابط میان طرحواره‌های ناسازگار اولیه و ابعاد رابطهٔ معلم–دانش‌آموز انجام شد. از نظر روش‌شناختی، پژوهش از نوع کمی، غیرآزمایشی و همبستگی بود و برای بررسی روابط میان متغیرهای پژوهش و آزمون مدل مفهومی پیشنهادی از مدل‌سازی معادلات ساختاری استفاده شد. جامعهٔ آماری پژوهش شامل معلمان زن شاغل در دبستان‌های غیرانتفاعی دخترانهٔ شهر تهران در سال تحصیلی ۱۴۰۳–۱۴۰۴ بود. بر اساس بررسی‌های اولیه، تعداد دبستان‌های غیرانتفاعی دخترانه شهر تهران در سال تحصیلی ۱۴۰۲–۱۴۰۳ حدود ۲۶۲ مدرسه برآورد شد و با در نظر گرفتن میانگین ۱۰ معلم زن در هر دبستان، حجم تقریبی جامعهٔ آماری ۲۶۲۰ نفر تخمین زده شد. بر اساس فرمول کوکران، حجم نمونهٔ مورد نیاز ۳۳۵ نفر محاسبه شد؛ با این حال، به‌منظور جبران احتمال وجود داده‌های پرت، پرسش‌نامه‌های ناقص و داده‌های غیرقابل استفاده، اطلاعات از ۳۶۰ معلم گردآوری شد و پس از پالایش داده‌ها، اطلاعات ۳۳۵ نفر در تحلیل نهایی مورد استفاده قرار گرفت. روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای بود. در مرحلهٔ نخست، فهرست دبستان‌های غیرانتفاعی دخترانهٔ شهر تهران از طریق جست‌وجوی اینترنتی گردآوری شد و سپس، به‌منظور دستیابی به نمونه‌ای متنوع و نسبتاً نماینده از بافت‌های جغرافیایی مختلف شهر، مناطق شمالی شامل مناطق ۱ و ۲، مناطق جنوبی شامل مناطق ۱۶ و ۱۸، مناطق مرکزی شامل مناطق ۶ و ۷، مناطق شرقی شامل مناطق ۳ و ۸ و مناطق غربی شامل مناطق ۲۱ و ۵ در نظر گرفته شدند. از هر یک از این محدوده‌ها، چهار دبستان غیرانتفاعی دخترانه به‌صورت تصادفی انتخاب و معلمان مدارس منتخب وارد فرایند گردآوری داده‌ها شدند. پس از انتخاب مدارس به‌عنوان خوشه‌های مستقل، گردآوری داده‌ها در سال تحصیلی ۱۴۰۳–۱۴۰۴ و طی ماه‌های بهمن، اسفند، فروردین و اردیبهشت انجام شد. پژوهشگران با مراجعهٔ حضوری به مدارس، ضمن معرفی اهداف پژوهش و هماهنگی با مدیریت مدارس، رضایت آگاهانه لازم را اخذ کردند و بر محرمانه ماندن اطلاعات هویتی و پاسخ‌های شرکت‌کنندگان تأکید شد. ملاک‌های ورود به پژوهش شامل زن بودن، قرار داشتن در محدودهٔ سنی ۳۰ تا ۴۰ سال، برخورداری از مدرک تحصیلی کارشناسی و داشتن سابقهٔ تدریس بین صفر تا ۱۵ سال بود. عدم تمایل به ادامهٔ همکاری در هر یک از مراحل پژوهش نیز به‌عنوان ملاک خروج در نظر گرفته شد. پس از گفت‌وگوهای مقدماتی و تبیین هدف و نحوهٔ اجرای پژوهش، پرسش‌نامه‌های طرحواره‌های ناسازگار اولیه و تعامل معلم–دانش‌آموز از طریق بسترهای مجازی در اختیار معلمان قرار گرفت. شرکت‌کنندگان پس از تکمیل پرسش‌نامه‌ها، تصاویر پاسخ‌های خود را بدون درج نام و سایر اطلاعات هویتی، از طریق شبکه‌های ارتباطی تعیین‌شده برای پژوهشگران ارسال کردند و داده‌های حاصل برای مراحل بعدی کدگذاری، پالایش و تحلیل آماری مورد استفاده قرار گرفت.

پرسش‌نامهٔ طرحواره‌های ناسازگار اولیهٔ یانگ یک ابزار خودگزارشی ۹۰ گویه‌ای است که برای ارزیابی ۱۸ طرحوارهٔ ناسازگار اولیه در پنج حوزهٔ اصلی شامل بریدگی و طرد، خودگردانی و عملکرد مختل، محدودیت‌های مختل، دگرجهت‌مندی و گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری طراحی شده است. در این ابزار، هر پنج گویه یک طرحوارهٔ مشخص را مورد سنجش قرار می‌دهد و نمرهٔ بالاتر در هر طرحواره یا حوزهٔ مربوط به آن نشان‌دهندهٔ شدت بیشتر الگوهای شناختی ناسازگار در آن بعد است. چنانچه میانگین نمرهٔ هر خرده‌مقیاس بیش از ۲٫۵ باشد، وجود فعال‌تر

آن طرحوارهٔ ناسازگار در فرد محتمل تلقی می‌شود و افزایش مجموع نمرات طرحواره‌های متعلق به هر حوزه نیز نشان‌دهندهٔ برجستگی بیشتر آن حوزهٔ شناختی است. در بررسی‌های اولیه، ضریب پایایی پرسش‌نامه با استفاده از آلفای کرونباخ ۰٫۸۳ گزارش شده است. در ایران نیز آهی در سال ۱۳۸۵ همسانی درونی این ابزار را بررسی کرد و ضریب آلفای کرونباخ را برای زنان ۰٫۹۷ و برای مردان ۰٫۹۸ گزارش نمود. همچنین، در پژوهش خاک‌بین در سال ۱۳۹۴، روایی این ابزار بررسی و ضریب روایی کل گویه‌های پرسش‌نامهٔ طرحواره‌های ناسازگار اولیه ۰٫۹۱ محاسبه شد. این شواهد حاکی از برخورداری ابزار از ویژگی‌های روان‌سنجی مناسب برای ارزیابی طرحواره‌های ناسازگار اولیه در جمعیت ایرانی است.

پرسش‌نامهٔ تعامل معلم–دانش‌آموز توسط ووبلز و همکاران در سال ۱۹۹۳ با هدف سنجش کیفیت و الگوهای رفتاری موجود در تعامل میان معلم و دانش‌آموز طراحی شد. این پرسش‌نامه شامل ۴۸ گویه است که بر اساس طیف پنج‌درجه‌ای لیکرت پاسخ داده می‌شوند و هشت مؤلفهٔ رفتاری را در قالب چهار بعد اصلی همکاری، مخالفت‌جویی، تسلیم یا سلطه‌پذیری و تسلط یا سلطه‌گری ارزیابی می‌کند. بعد همکاری از دو مؤلفهٔ رفتار کمک‌کننده–دوستانه و رفتار مبتنی بر درک یا ادراک تشکیل شده است. بعد مخالفت‌جویی شامل رفتار سرزنش‌کننده و رفتار ناراضی‌بودن است. بعد تسلیم یا سلطه‌پذیری از رفتار مردد و رفتار مبتنی بر اعطای مسئولیت و آزادی به فراگیر تشکیل شده و بعد تسلط یا سلطه‌گری نیز رفتار رهبری و رفتار جدی را شامل می‌شود. لارداسمی و کنی در سال ۲۰۰۱ گزارش کردند که ضرایب پایایی این پرسش‌نامه در نمونه‌هایی از معلمان آمریکایی، هلندی و استرالیایی در دامنه ۰٫۶۰ تا ۰٫۸۲ قرار داشته است. همچنین، در بررسی نسخهٔ فارسی پرسش‌نامه توسط قربانی، شکری، فتح‌آبادی و شریفی، روایی ابزار با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی و پایایی آن از طریق ضرایب همسانی درونی بررسی شد. نتایج این مطالعه نشان داد که ضرایب همسانی درونی مقیاس‌های مختلف پرسش‌نامه در نمونهٔ معلمان ایرانی بین ۰٫۵۵ تا ۰٫۷۰ قرار دارد و ساختار عاملی ابزار نیز از روایی قابل قبول برای کاربرد در جامعهٔ ایرانی برخوردار است.

پس از گردآوری و آماده‌سازی داده‌ها، تحلیل‌ها در دو سطح توصیفی و استنباطی انجام شد. در مرحلهٔ نخست، شاخص‌های آمار توصیفی به‌منظور توصیف ویژگی‌های جمعیت‌شناختی شرکت‌کنندگان و توزیع متغیرهای اصلی پژوهش محاسبه شدند. سپس، پیش‌فرض‌های لازم برای انجام تحلیل‌های چندمتغیری و مدل‌سازی معادلات ساختاری مورد بررسی قرار گرفتند. برای بررسی شکل توزیع متغیرها از شاخص‌های چولگی و کشیدگی و آزمون کولموگروف–اسمیرنوف استفاده شد و به‌منظور ارزیابی مسئلهٔ هم‌خطی چندگانه، مقادیر تحمل و عامل تورم واریانس بررسی گردید. همچنین، روابط دو متغیری میان حوزه‌های طرحواره‌های ناسازگار اولیه و ابعاد تعامل معلم–دانش‌آموز با استفاده از ضرایب همبستگی مورد ارزیابی قرار گرفت. در مرحلهٔ بعد، مدل مفهومی پژوهش با استفاده از مدل‌سازی معادلات ساختاری آزمون شد و ضرایب مسیر، آماره‌های معناداری و شاخص‌های برازش مدل مورد بررسی قرار گرفتند. ارزیابی مدل اندازه‌گیری بر اساس بارهای عاملی و شواهد روایی همگرا و ارزیابی مدل ساختاری بر اساس روابط میان سازه‌های پیش‌بین و ابعاد رابطهٔ معلم–دانش‌آموز انجام شد. برای قضاوت دربارهٔ کفایت مدل نیز شاخص‌های برازش از جمله χ^2/df، GFI، AGFI، CFI، TLI، NFI، RMSEA و SRMR مورد استفاده قرار گرفتند. سطح معناداری آماری برای آزمون فرضیه‌ها در مقادیر متعارف ۰٫۰۵ و ۰٫۰۱ در نظر گرفته شد و تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون مدل مفهومی پژوهش با استفاده از نرم‌افزار SmartPLS نسخهٔ ۲ انجام گرفت.

یافته‌ها

در این پژوهش، داده‌های مربوط به ۳۳۵ معلم زن شاغل در دبستان‌های غیرانتفاعی دخترانهٔ شهر تهران در سال تحصیلی ۱۴۰۳–۱۴۰۴ مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفت. از نظر سن، ۱۲۸ نفر معادل ۳۸٫۲۱ درصد در گروه سنی ۳۰ تا ۳۴ سال و ۲۰۷ نفر معادل ۶۱٫۷۹ درصد در گروه سنی ۳۵ تا ۳۹ سال قرار داشتند. از نظر سابقهٔ تدریس، ۷۶ نفر معادل ۲۲٫۶۹ درصد کمتر از پنج سال، ۱۵۶ نفر معادل ۴۶٫۵۷ درصد بین پنج تا ده سال و ۱۰۳ نفر معادل ۳۰٫۷۴ درصد بین یازده تا پانزده سال سابقهٔ تدریس داشتند. تمامی شرکت‌کنندگان دارای مدرک تحصیلی کارشناسی بودند. از نظر وضعیت تأهل، ۷۳ نفر معادل ۲۱٫۷۹ درصد مجرد و ۲۶۲ نفر معادل ۷۸٫۲۱ درصد متأهل بودند. همچنین، توزیع

جغرافیایی شرکت‌کنندگان در مناطق مختلف تهران نسبتاً متوازن بود؛ به‌گونه‌ای که ۲۰٫۳۰ درصد از شمال تهران، ۱۹٫۷۰ درصد از جنوب تهران، ۲۰٫۰۰ درصد از مرکز تهران، ۲۰٫۶۰ درصد از شرق تهران و ۱۹٫۴۰ درصد از غرب تهران در پژوهش شرکت داشتند.

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	چولگی	کشیدگی
حوزهٔ بریدگی و طرد	۲.۴۱	۰.۶۸	۱.۰۰	۴.۱۲	۰.۳۴	−۰.۴۵
طرد و رهاشدگی/بی‌ثباتی	۲.۵۵	۰.۷۹	۱.۰۰	۴.۴۰	۰.۲۱	−۰.۳۸
بی‌اعتمادی/بدرفتاری	۲.۶۳	۰.۸۸	۱.۰۰	۴.۶۰	۰.۱۸	−۰.۵۲
محرومیت هیجانی	۲.۳۰	۰.۷۷	۱.۰۰	۴.۲۰	۰.۴۷	−۰.۲۹
نقص/شرم	۲.۱۹	۰.۷۶	۱.۰۰	۴.۰۰	۰.۶۵	−۰.۱۴
انزوای اجتماعی/بیگانگی	۲.۳۶	۰.۸۲	۱.۰۰	۴.۴۰	۰.۴۵	−۰.۳۷
حوزهٔ خودگردانی و عملکرد مختل	۲.۳۸	۰.۶۳	۱.۰۰	۳.۹۵	۰.۲۹	−۰.۴۱
وابستگی/بی‌کفایتی	۲.۲۷	۰.۷۴	۱.۰۰	۴.۲۰	۰.۵۴	−۰.۱۸
آسیب‌پذیری در برابر ضرر و بیماری	۲.۵۳	۰.۸۵	۱.۰۰	۴.۴۰	۰.۲۳	−۰.۵۳
گرفتاری/خویشتن تحول‌نیافته	۲.۴۱	۰.۷۸	۱.۰۰	۴.۲۰	۰.۳۱	−۰.۴۴
شکست	۲.۳۲	۰.۷۵	۱.۰۰	۴.۰۰	۰.۴۱	−۰.۳۶
حوزهٔ محدودیت‌های مختل	۲.۵۱	۰.۶۵	۱.۰۰	۴.۱۰	۰.۱۹	−۰.۴۸
استحقاق/بزرگ‌منشی	۲.۴۵	۰.۸۲	۱.۰۰	۴.۴۰	۰.۳۱	−۰.۴۲
خویشتن‌داری/خودانضباطی ناکافی	۲.۵۷	۰.۸۰	۱.۰۰	۴.۲۰	۰.۱۷	−۰.۵۵
حوزهٔ دگرجهت‌مندی	۲.۷۳	۰.۷۰	۱.۰۰	۴.۲۷	۰.۰۵	−۰.۵۷
اطاعت	۲.۶۸	۰.۸۶	۱.۰۰	۴.۴۰	۰.۱۱	−۰.۵۳
ایثار	۲.۹۵	۰.۸۹	۱.۰۰	۴.۸۰	−۰.۱۲	−۰.۶۱
پذیرش‌جویی/جلب توجه	۲.۵۷	۰.۸۱	۱.۰۰	۴.۲۰	۰.۱۸	−۰.۴۸
حوزهٔ گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری	۲.۶۷	۰.۷۱	۱.۰۰	۴.۲۳	۰.۰۸	−۰.۵۴
منفی‌گرایی/بدبینی	۲.۷۱	۰.۸۷	۱.۰۰	۴.۶۰	۰.۱۰	−۰.۵۵
بازداری هیجانی	۲.۵۹	۰.۸۴	۱.۰۰	۴.۴۰	۰.۱۸	−۰.۴۹
معیارهای سرسختانه	۲.۸۳	۰.۸۸	۱.۰۰	۴.۶۰	−۰.۰۵	−۰.۵۹
تنبیه	۲.۵۵	۰.۸۳	۱.۰۰	۴.۲۰	۰.۲۱	−۰.۴۷
بعد همکاری	۳.۸۷	۰.۶۲	۱.۸۳	۵.۰۰	−۰.۴۸	−۰.۳۰
رفتار کمک‌کننده–دوستانه	۳.۹۵	۰.۷۰	۱.۶۷	۵.۰۰	−۰.۵۷	−۰.۲۱
رفتار مبتنی بر درک	۳.۷۹	۰.۶۸	۲.۰۰	۵.۰۰	−۰.۴۰	−۰.۳۷
بعد مخالفت‌جویی	۲.۲۴	۰.۶۴	۱.۰۰	۴.۰۰	۰.۵۸	−۰.۱۷
رفتار سرزنش‌کننده	۲.۳۰	۰.۷۲	۱.۰۰	۴.۱۷	۰.۵۲	−۰.۲۹
رفتار ناراضی‌بودن	۲.۱۸	۰.۶۹	۱.۰۰	۴.۰۰	۰.۶۳	−۰.۰۸
بعد تسلیم (سلطه‌پذیری)	۲.۴۲	۰.۶۱	۱.۰۰	۴.۱۷	۰.۳۴	−۰.۴۳
رفتار مردد	۲.۳۳	۰.۷۰	۱.۰۰	۴.۳۳	۰.۴۶	−۰.۳۱
رفتار مبتنی بر اعطای مسئولیت و آزادی به فراگیر	۲.۵۱	۰.۶۹	۱.۰۰	۴.۱۷	۰.۲۳	−۰.۵۲
بعد تسلط (سلطه‌گری)	۳.۶۳	۰.۶۷	۱.۶۷	۵.۰۰	−۰.۲۹	−۰.۴۴
رفتار رهبری	۳.۷۱	۰.۷۴	۱.۵۰	۵.۰۰	−۰.۳۷	−۰.۳۸
رفتار جدی	۳.۵۵	۰.۷۳	۱.۸۳	۵.۰۰	−۰.۲۲	−۰.۵۰

همان‌گونه که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، در میان حوزه‌های طرحواره‌های ناسازگار اولیه، حوزهٔ دگرجهت‌مندی با میانگین ۲٫۷۳ و انحراف معیار ۰٫۷۰ بالاترین مقدار و حوزهٔ خودگردانی و عملکرد مختل با میانگین ۲٫۳۸ و انحراف معیار ۰٫۶۳ پایین‌ترین مقدار را به خود اختصاص

دادند. در میان طرحواره‌های منفرد نیز، ایثار با میانگین ۲٫۹۵ بیشترین و نقص/شرم با میانگین ۲٫۱۹ کمترین میانگین را داشت. در ابعاد رابطهٔ معلم–دانش‌آموز، همکاری با میانگین ۳٫۸۷ بالاترین و مخالفت‌جویی با میانگین ۲٫۲۴ پایین‌ترین مقدار را نشان داد. در میان خرده‌رفتارها نیز، رفتار کمک‌کننده–دوستانه با میانگین ۳٫۹۵ بیشترین و رفتار ناراضی‌بودن با میانگین ۲٫۱۸ کمترین مقدار را داشت. تمامی مقادیر چولگی و کشیدگی در دامنه -۲ تا +۲ قرار داشتند و از این منظر توزیع متغیرها از نرمال بودن قابل قبول برخوردار بود. همچنین، سطح معناداری آزمون کولموگروف–اسمیرنوف برای تمامی متغیرها بزرگ‌تر از ۰٫۰۵ بود که این یافته نیز نرمال بودن توزیع داده‌ها را تأیید کرد.

جدول ۲. ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹
۱. بریدگی و طرد	۱.۰۰								
۲. خودگردانی و عملکرد مختل	۰.۶۸**	۱.۰۰							
۳. محدودیت‌های مختل	۰.۵۷**	۰.۵۹**	۱.۰۰						
۴. دگرجهت‌مندی	۰.۴۲**	۰.۵۱**	۰.۴۵**	۱.۰۰					
۵. گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری	۰.۵۳**	۰.۵۵**	۰.۴۸**	۰.۶۲**	۱.۰۰				
۶. بعد همکاری	-۰.۴۱**	-۰.۳۷**	-۰.۲۹**	-۰.۲۱**	-۰.۲۴**	۱.۰۰			
۷. بعد مخالفت‌جویی	۰.۴۵**	۰.۳۹**	۰.۳۳**	۰.۲۴**	۰.۳۱**	-۰.۵۸**	۱.۰۰		
۸. بعد تسلیم (سلطه‌پذیری)	۰.۳۱**	۰.۴۲**	۰.۲۵**	۰.۴۹**	۰.۳۳**	-۰.۲۲**	-۰.۲۸**	۱.۰۰	
۹. بعد تسلط (سلطه‌گری)	-۰.۲۶**	-۰.۳۸**	-۰.۲۰**	-۰.۲۵**	-۰.۱۷**	۰.۴۷**	-۰.۳۱**	۰.۲۴**	۱.۰۰

نتایج جدول ۲ نشان داد که بین تمامی حوزه‌های طرحواره‌های ناسازگار اولیه و ابعاد رابطهٔ معلم–دانش‌آموز روابط معناداری وجود داشت. حوزهٔ بریدگی و طرد با همکاری و تسلط رابطهٔ منفی و با مخالفت‌جویی و تسلیم رابطهٔ مثبت داشت. الگوی مشابهی برای خودگردانی و عملکرد مختل و محدودیت‌های مختل مشاهده شد؛ به‌گونه‌ای که افزایش این حوزه‌ها با کاهش همکاری و تسلط و افزایش مخالفت‌جویی و تسلیم همراه بود. دگرجهت‌مندی نیز با همکاری و تسلط رابطهٔ منفی و با مخالفت‌جویی و تسلیم رابطهٔ مثبت نشان داد. حوزهٔ گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری نیز به‌طور منفی با همکاری و تسلط و به‌طور مثبت با مخالفت‌جویی و تسلیم همبسته بود. در میان روابط بین حوزه‌های طرحواره‌ای و ابعاد تعامل معلم–دانش‌آموز، قوی‌ترین ضریب همبستگی مربوط به رابطهٔ دگرجهت‌مندی با بعد تسلیم بود ($r = ۰.۴۹, p < ۰.۰۱$). همچنین، در میان ابعاد رابطهٔ معلم–دانش‌آموز، همکاری با مخالفت‌جویی رابطهٔ منفی نسبتاً قوی داشت ($r = -۰.۵۸, p < ۰.۰۱$) و با تسلط رابطهٔ مثبت معناداری نشان داد ($r = ۰.۴۷, p < ۰.۰۱$).

جدول ۳. ضرایب مسیر مستقیم بین متغیرهای پژوهش

مسیر	ضریب مسیر(β)	t	p	نتیجه
بریدگی و طرد ← بعد همکاری	-۰.۲۷	-۳.۶۸	<۰.۰۰۱	تأیید
بریدگی و طرد ← بعد مخالفت‌جویی	۰.۳۲	۴.۴۱	<۰.۰۰۱	تأیید
بریدگی و طرد ← بعد تسلیم	۰.۱۳	۱.۷۵	۰.۰۸۱	رد
بریدگی و طرد ← بعد تسلط	-۰.۰۹	-۱.۱۸	۰.۲۳۹	رد
خودگردانی و عملکرد مختل ← بعد همکاری	-۰.۱۹	-۲.۵۶	۰.۰۱۱	تأیید
خودگردانی و عملکرد مختل ← بعد مخالفت‌جویی	۰.۱۷	۲.۳۱	۰.۰۲۱	تأیید
خودگردانی و عملکرد مختل ← بعد تسلیم	۰.۲۸	۳.۸۲	<۰.۰۰۱	تأیید
خودگردانی و عملکرد مختل ← بعد تسلط	-۰.۳۳	-۴.۴۸	<۰.۰۰۱	تأیید
محدودیت‌های مختل ← بعد همکاری	-۰.۱۰	-۱.۳۷	۰.۱۷۱	رد
محدودیت‌های مختل ← بعد مخالفت‌جویی	۰.۱۵	۲.۰۴	۰.۰۴۲	تأیید
محدودیت‌های مختل ← بعد تسلیم	۰.۰۸	۱.۱۲	۰.۲۶۴	رد
محدودیت‌های مختل ← بعد تسلط	-۰.۰۶	-۰.۸۱	۰.۴۱۹	رد

دگرجهت‌مندی ← بعد همکاری	-۰.۰۷	-۰.۹۲	۰.۳۶۰	رد
دگرجهت‌مندی ← بعد مخالفت‌جویی	۰.۰۶	۰.۷۸	۰.۴۳۵	رد
دگرجهت‌مندی ← بعد تسلیم	۰.۳۶	۴.۹۲	<۰.۰۰۱	تأیید
دگرجهت‌مندی ← بعد تسلط	-۰.۱۵	-۲.۰۲	۰.۰۴۴	تأیید
گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری ← بعد همکاری	-۰.۰۸	-۱.۰۵	۰.۲۹۴	رد
گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری ← بعد مخالفت‌جویی	۰.۱۳	۱.۷۶	۰.۰۷۹	رد
گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری ← بعد تسلیم	۰.۱۰	۱.۳۲	۰.۱۸۶	رد
گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری ← بعد تسلط	۰.۰۴	۰.۵۸	۰.۵۶۱	رد

نتایج جدول ۳ نشان داد که حوزهٔ بریدگی و طرد اثر منفی و معناداری بر همکاری داشت ($\beta = -0.27, t = -3.68, p < 0.001$) و مخالفت‌جویی را به‌صورت مثبت و معنادار پیش‌بینی کرد ($\beta = 0.32, t = 4.41, p < 0.001$)، در حالی که اثر آن بر تسلیم و تسلط معنادار نبود. خودگردانی و عملکرد مختل دارای اثر منفی بر همکاری ($\beta = -0.19, p = 0.011$) و تسلط ($\beta = -0.33, p < 0.001$) و اثر مثبت بر مخالفت‌جویی ($\beta = 0.17, p = 0.021$) و تسلیم ($\beta = 0.28, p < 0.001$) بود. از میان مسیرهای مربوط به محدودیت‌های مختل، تنها مسیر منتهی به مخالفت‌جویی مثبت و معنادار بود ($\beta = 0.15, p = 0.042$). دگرجهت‌مندی نیز تسلیم را به‌طور مثبت و معنادار پیش‌بینی کرد ($\beta = 0.36, t = 4.92, p < 0.001$) و اثر منفی و معناداری بر تسلط داشت ($\beta = -0.15, t = -2.02, p = 0.044$). هیچ‌یک از مسیرهای حوزهٔ گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری به ابعاد رابطهٔ معلم–دانش‌آموز در سطح ۰,۰۵ معنادار نبود. در مجموع، بزرگ‌ترین ضریب مسیر مثبت مربوط به اثر دگرجهت‌مندی بر تسلیم ($\beta = 0.36$) و قوی‌ترین ضریب مسیر منفی مربوط به اثر خودگردانی و عملکرد مختل بر تسلط ($\beta = -0.33$) بود.

جدول ۴. شاخص‌های کلی برازش مدل معادلات ساختاری

شاخص برازش	مقدار محاسبه‌شده	حد قابل قبول	نتیجه
χ^2/df	۲.۳۰	<۳.۰۰	مطلوب
GFI	۰.۹۲	>۰.۹۰	مطلوب
AGFI	۰.۸۹	>۰.۸۵	مطلوب
CFI	۰.۹۴	>۰.۹۰	مطلوب
TLI	۰.۹۲	>۰.۹۰	مطلوب
NFI	۰.۹۱	>۰.۹۰	مطلوب
RMSEA	۰.۰۵۵	<۰.۰۸	مطلوب
SRMR	۰.۰۵۰	<۰.۰۸	مطلوب

بر اساس جدول ۴، تمامی شاخص‌های برازش مدل در محدودهٔ قابل قبول قرار داشتند؛ به‌طوری‌که نسبت χ^2/df برابر با ۲,۳۰، شاخص GFI برابر با ۰,۹۲، AGFI برابر با ۰,۸۹، CFI برابر با ۰,۹۴، TLI برابر با ۰,۹۲ و NFI برابر با ۰,۹۱ به دست آمد. همچنین، مقادیر RMSEA و SRMR به‌ترتیب برابر با ۰,۰۵۵ و ۰,۰۵۰ بودند که کمتر از حد ۰,۰۸ قرار داشتند. بنابراین، مدل اندازه‌گیری و مدل ساختاری پژوهش از برازش مطلوب برخوردار بودند. نتایج بررسی هم‌خطی نیز نشان داد که مقادیر Tolerance برای تمامی متغیرهای پیش‌بین بزرگ‌تر از ۰,۱۰ و مقادیر VIF کوچک‌تر از ۱۰ بودند و در نتیجه، مسئلهٔ هم‌خطی چندگانه میان متغیرهای پیش‌بین مشاهده نشد. علاوه بر این، تمامی حوزه‌های طرحواره‌های ناسازگار اولیه دارای بارهای عاملی بیش از ۰,۶۰ بودند؛ بیشترین بار عاملی به حوزهٔ خودگردانی و عملکرد مختل با مقدار ۰,۷۹ اختصاص داشت، پس از آن بریدگی و طرد با بار عاملی ۰,۷۶ قرار گرفت و کمترین بار عاملی، با وجود قرار داشتن در محدودهٔ قابل قبول، مربوط به دگرجهت‌مندی با مقدار ۰,۶۸ بود. مقادیر t مربوط به تمامی بارهای عاملی نیز بیش از ۲,۵۸ بود و در سطح $p < 0.001$ معنادار گزارش شد. در سازهٔ رابطهٔ معلم–دانش‌آموز نیز تمامی بارهای عاملی در قدر مطلق بالاتر از ۰,۷۰ بودند؛ به‌طوری‌که بارهای عاملی همکاری و تسلط هر دو ۰,۸۱ و بارهای عاملی مخالفت‌جویی و تسلیم به‌ترتیب ۰,۷۹- و ۰,۷۴- به دست آمدند که در مجموع، روایی همگرای مناسب سازه‌های مدل را تأیید کرد.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی مدل پیش‌بینی رابطهٔ معلم–دانش‌آموز بر اساس طرحواره‌های ناسازگار اولیهٔ معلمان دبستان انجام شد. نتایج نشان داد که میان حوزه‌های مختلف طرحواره‌های ناسازگار اولیه و ابعاد رابطهٔ معلم–دانش‌آموز الگوهای معناداری از ارتباط وجود دارد، هرچند شدت و جهت این روابط در حوزه‌های مختلف یکسان نبود. در سطح همبستگی، افزایش بریدگی و طرد، خودگردانی و عملکرد مختل، محدودیت‌های مختل، دگرجهت‌مندی و گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری با کاهش همکاری و تسلط و افزایش مخالفت‌جویی و تسلیم همراه بود. در میان این روابط، قوی‌ترین همبستگی مربوط به رابطهٔ دگرجهت‌مندی با بعد تسلیم بود. همچنین، نتایج مدل ساختاری نشان داد که بریدگی و طرد، همکاری را به‌طور منفی و مخالفت‌جویی را به‌طور مثبت پیش‌بینی می‌کند؛ خودگردانی و عملکرد مختل با کاهش همکاری و تسلط و افزایش مخالفت‌جویی و تسلیم همراه است؛ محدودیت‌های مختل تنها مخالفت‌جویی را به‌صورت معنادار پیش‌بینی می‌کند؛ دگرجهت‌مندی دارای اثر مثبت بر تسلیم و اثر منفی بر تسلط است؛ و مسیرهای مربوط به گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری در مدل ساختاری به سطح معناداری نرسیدند. افزون بر این، شاخص‌های برازش نشان دادند که مدل پیشنهادی از برازش مطلوبی برخوردار است و بنابراین می‌توان طرحواره‌های ناسازگار اولیه را از جمله متغیرهای روان‌شناختی مرتبط با کیفیت و الگوی تعامل معلم با دانش‌آموز دانست.

یافتهٔ مربوط به اثر منفی بریدگی و طرد بر همکاری و اثر مثبت آن بر مخالفت‌جویی را می‌توان بر اساس ماهیت شناختی و بین‌فردی این حوزهٔ طرحواره‌ای تبیین کرد. حوزهٔ بریدگی و طرد معمولاً با انتظارات منفی دربارهٔ دسترس‌پذیری، اعتمادپذیری، حمایت و پذیرش دیگران همراه است. معلمی که این الگوها در او فعال‌تر هستند ممکن است رفتارهای دانش‌آموزان را با حساسیت بیشتری نسبت به بی‌احترامی، عدم همکاری، طرد یا تهدید تفسیر کند و در نتیجه آمادگی کمتری برای تعامل حمایتگر و مشارکتی داشته باشد. چنین ادراک‌هایی می‌توانند به افزایش رفتارهای سرزنش‌کننده، ناراضی یا تقابلی و در مقابل، کاهش رفتارهای کمک‌کننده و مبتنی بر درک منجر شوند. این تبیین با شواهدی که طرحواره‌های ناسازگار را با احساس تنهایی و دشواری در پیوندهای بین‌فردی مرتبط دانسته‌اند همسو است؛ زیرا فعال‌شدن طرحواره‌های منفی می‌تواند نحوهٔ ارزیابی روابط اجتماعی را تحت تأثیر قرار دهد و کیفیت ارتباط با دیگران را کاهش دهد (Abedi et al., 2020). همچنین، از آنجا که روابط مثبت معلم–دانش‌آموز با مشارکت تحصیلی بیشتر و روابط منفی با کاهش درگیری دانش‌آموز در فرایند یادگیری مرتبط هستند، می‌توان انتظار داشت که طرحواره‌هایی که ظرفیت تعامل مثبت معلم را محدود می‌کنند، پیامدهایی فراتر از رابطهٔ بین‌فردی صرف داشته باشند (Martin & Collie, 2019). یافته‌های مربوط به پیوند تعامل معلم–دانش‌آموز با سازگاری و مشارکت تحصیلی نیز اهمیت چنین سازوکاری را تأیید می‌کنند (Mohammadi Baghmolaee & Yousefi 2019).

نتایج همچنین نشان داد که خودگردانی و عملکرد مختل یکی از مهم‌ترین حوزه‌های طرحواره‌ای در مدل پژوهش بود؛ به‌گونه‌ای که با کاهش همکاری و تسلط و افزایش مخالفت‌جویی و تسلیم رابطهٔ معنادار داشت و قوی‌ترین اثر منفی مدل نیز مربوط به اثر این حوزه بر بعد تسلط بود. این یافته را می‌توان با توجه به محتوای شناختی طرحواره‌های وابستگی/بی‌کفایتی، آسیب‌پذیری، شکست و درهم‌تنیدگی تبیین کرد. معلمانی که در این حوزه نمرات بالاتری دارند ممکن است در موقعیت‌های چالش‌برانگیز کلاس، توانایی خود را برای مدیریت اثربخش شرایط کمتر ارزیابی کنند یا نسبت به پیامدهای منفی تعاملات حساس‌تر باشند. چنین نگرشی می‌تواند به کاهش رهبری قاطع، کاهش احساس کنترل سازنده بر کلاس و افزایش پاسخ‌های مردد یا سلطه‌پذیرانه منجر شود. در عین حال، احساس ناکارآمدی یا تهدید می‌تواند در برخی موقعیت‌ها با مخالفت‌جویی یا واکنش‌های دفاعی همراه شود. این الگو با پژوهش‌هایی که نشان داده‌اند طرحواره‌های ناسازگار اولیه می‌توانند فرسودگی شغلی معلمان را پیش‌بینی کنند همسو است (Bay & Novinrouz, 2022). همچنین، شواهدی وجود دارد که استرس شغلی معلمان با طرحواره‌های ناسازگار اولیه ارتباط دارد (Mohammadi, 2020). این یافته‌ها نشان می‌دهند که ساختارهای شناختی ناسازگار می‌توانند

منابع روان‌شناختی لازم برای مدیریت مؤثر نقش حرفه‌ای معلم را کاهش دهند و از این طریق کیفیت رابطهٔ او با دانش‌آموزان را تحت تأثیر قرار دهند.

این تبیین با ادبیات مربوط به خودکارآمدی معلمان نیز هم‌راستا است. پژوهش‌ها نشان داده‌اند که خودکارآمدی معلم در درگیرکردن دانش‌آموزان و مدیریت کلاس با عوامل سازمانی و آموزشی مهم ارتباط دارد (Zhang & Wu, 2025) و حتی می‌تواند نقش واسطه‌ای مهمی در ارتباط میان رهبری آموزشی و پیامدهای دانش‌آموزان ایفا کند (Ozdogru et al., 2025). بر این اساس، می‌توان استنباط کرد که طرحواره‌های مربوط به ناکارآمدی و شکست احتمالاً از طریق تضعیف احساس شایستگی حرفه‌ای، بر نوع تعامل معلم با دانش‌آموز اثر می‌گذارند. هرچند در پژوهش حاضر خودکارآمدی به‌طور مستقیم اندازه‌گیری نشده است، هم‌سویی نتایج با این مطالعات نشان می‌دهد که ادراک معلم از توانایی خود می‌تواند یکی از مسیرهای توضیحی احتمالی باشد. همچنین، نتایج پژوهش‌هایی که بر نقش ویژگی‌های مثبت معلمان، از جمله نگرش رشد، در ارتباط با پیامدهای تحصیلی تأکید کرده‌اند، بر اهمیت ساختارهای شناختی معلم در محیط آموزشی دلالت دارند (Zhang et al., 2025). به همین ترتیب، در محیط‌های آموزشی مبتنی بر هوش مصنوعی نیز ویژگی‌های منش معلم با انگیزش و بهزیستی دانش‌آموزان ارتباط داشته است (Wang, 2026)؛ بنابراین، حتی با تغییر فناوری و ساختار کلاس، کیفیت روان‌شناختی معلم همچنان یکی از مؤلفه‌های تعیین‌کنندهٔ تعامل آموزشی باقی می‌ماند.

از دیگر یافته‌های پژوهش آن بود که محدودیت‌های مختل تنها اثر مثبت و معناداری بر مخالفت‌جویی داشت و اثر آن بر همکاری، تسلیم و تسلط معنادار نبود. این حوزه شامل طرحواره‌هایی مانند استحقاق/بزرگ‌منشی و خویشتن‌داری ناکافی است که می‌توانند با دشواری در رعایت مرزهای بین‌فردی، تحمل ناکامی یا تنظیم پاسخ‌های رفتاری همراه باشند. در محیط کلاس، چنین ویژگی‌هایی ممکن است بیش از آنکه به‌طور مستقیم الگوی کلی همکاری یا تسلط را تغییر دهند، در موقعیت‌های ناکام‌کننده یا تعارض‌آمیز به شکل پاسخ‌های انتقادی، ناراضی یا مخالفت‌آمیز بروز یابند. به عبارت دیگر، اثر محدودیت‌های مختل ممکن است موقعیتی‌تر از برخی حوزه‌های دیگر باشد و هنگامی بیشتر فعال شود که معلم با بی‌نظمی، مقاومت دانش‌آموز یا شکست در اجرای انتظارات روبه‌رو می‌شود. شواهد مربوط به ارتباط باورهای غیرمنطقی با فرسودگی معلمان نیز نشان می‌دهد که الگوهای شناختی ناکارآمد می‌توانند در شرایط فشار شغلی پیامدهای منفی‌تری ایجاد کنند (Huk et al., 2019). بنابراین، رابطهٔ محدودیت‌های مختل با مخالفت‌جویی را می‌توان در چارچوب کاهش تحمل ناکامی و افزایش واکنش‌پذیری نسبت به موقعیت‌های دشوار کلاس تفسیر کرد.

یافتهٔ برجستهٔ دیگر، نقش دگرجهت‌مندی در پیش‌بینی تسلیم و تسلط بود. دگرجهت‌مندی بیشترین میانگین را در میان حوزه‌های طرحواره‌ای داشت و قوی‌ترین رابطهٔ همبستگی با بعد تسلیم نیز به همین حوزه اختصاص یافت. در مدل ساختاری، دگرجهت‌مندی به‌صورت مثبت تسلیم و به‌صورت منفی تسلط را پیش‌بینی کرد. این یافته با ماهیت طرحواره‌هایی مانند اطاعت، ایثار و پذیرش‌جویی همخوان است. فرد دگرجهت‌مند معمولاً نیازها، انتظارات و تأیید دیگران را بر خواسته‌ها و ترجیحات خود مقدم می‌داند و ممکن است برای جلوگیری از تعارض، از اعمال اقتدار یا بیان صریح انتظارات خودداری کند. در بافت تدریس، چنین الگویی می‌تواند به واگذاری بیش از حد اختیار، تردید در اعمال اقتدار، انعطاف‌پذیری افراطی یا اجتناب از مواجهه مستقیم با رفتارهای مشکل‌زا منجر شود. از سوی دیگر، کاهش تسلط در این معلمان الزاماً به معنای ضعف رابطهٔ عاطفی نیست، بلکه می‌تواند نشان‌دهندهٔ دشواری در ایجاد تعادل میان حمایت و رهبری باشد. پژوهش‌های مربوط به روابط معلم–دانش‌آموز نشان داده‌اند که کیفیت این رابطه بر پیامدهای روان‌شناختی و تحصیلی دانش‌آموزان اثرگذار است (Baudry et al., 2026; Salter et al., 2025). بنابراین، اگر دگرجهت‌مندی معلم موجب کاهش قاطعیت حرفه‌ای یا افزایش الگوهای تسلیم شود، ممکن است ساختار رابطه از حالت متعادل فاصله بگیرد.

در مقابل، مسیرهای مستقیم حوزهٔ گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری با چهار بعد رابطهٔ معلم–دانش‌آموز در مدل ساختاری معنادار نبودند، هرچند در سطح همبستگی روابط معناداری مشاهده شد. این تفاوت میان نتایج همبستگی و مدل ساختاری نشان می‌دهد که اثر این حوزه

ممکن است پس از ورود هم‌زمان سایر حوزه‌های طرحواره‌ای کاهش یابد و بخشی از واریانس مشترک آن توسط حوزه‌هایی مانند بریدگی و طرد، خودگردانی و عملکرد مختل یا دگرجهت‌مندی تبیین شود. طرحواره‌هایی مانند منفی‌گرایی، بازداری هیجانی، معیارهای سرسختانه و تنبیه ممکن است بر تجربهٔ درونی معلم اثر بگذارند، اما الزاماً هنگامی که سایر طرحواره‌های مرتبط کنترل می‌شوند، پیش‌بینی‌کنندهٔ مستقل ابعاد اصلی رفتار بین‌فردی نباشند. این نتیجه اهمیت استفاده از مدل‌های چندمتغیری را نشان می‌دهد؛ زیرا روابط ساده ممکن است در حضور سایر متغیرهای همبسته تغییر کنند. مطالعاتی که اثربخشی طرحواره‌درمانی را بر تنظیم هیجانی، انعطاف‌پذیری و مشکلات روان‌شناختی بررسی کرده‌اند نیز نشان می‌دهند که طرحواره‌ها معمولاً در شبکه‌ای از فرایندهای شناختی و هیجانی عمل می‌کنند و اثر آن‌ها را نمی‌توان همیشه به‌صورت مستقل تفسیر کرد (Ahmadi Tayfkani et al., 2024; Nasiri et al., 2022).

از منظر وسیع‌تر، نتایج پژوهش حاضر با مجموعه مطالعاتی همسو است که اهمیت طرحواره‌ها را در شکل‌گیری پیامدهای هیجانی، رفتاری و بین‌فردی نشان داده‌اند. برای نمونه، اثربخشی طرحواره‌درمانی در کاهش اضطراب، افسردگی و تکانشگری در افراد دارای مشکلات شخصیت گزارش شده است (Chengizian, 2023). همچنین، ارتباط طرحواره‌های ناسازگار با نشانه‌های وسواسی و اثربخشی مداخلات طرحواره‌محور بر این نشانه‌ها مورد تأیید قرار گرفته است (Sohani & Mahmoudi, 2025). پژوهش‌های دیگر نیز نشان داده‌اند که طرحواره‌ها می‌توانند با ادراک فرد از آینده و امید به زندگی ارتباط داشته باشند (Yarandi & Madahi, 2025) و حالت‌های طرحواره‌ای با الگوهای رفتاری آسیب‌زا نیز مرتبط‌اند (Ulbe et al., 2026). این شواهد در کنار نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که طرحواره‌های ناسازگار صرفاً مجموعه‌ای از باورهای نظری نیستند، بلکه می‌توانند در نحوهٔ تفسیر موقعیت‌ها، تنظیم هیجان و انتخاب پاسخ‌های بین‌فردی نقش داشته باشند.

یافته‌های مداخله‌ای نیز از این برداشت حمایت می‌کنند که تغییر الگوهای طرحواره‌ای می‌تواند با بهبود کارکردهای روان‌شناختی و آموزشی همراه باشد. مقایسهٔ طرحواره‌درمانی و واقعیت‌درمانی در معلمان پیش‌دبستانی نشان داده است که مداخلات روان‌شناختی می‌توانند انعطاف‌پذیری روان‌شناختی و خودتنظیمی هیجانی معلمان را بهبود دهند (Nasiri et al., 2022). همچنین، آموزش مبتنی بر طرحواره در سازگاری تحصیلی دانشجویان مؤثر گزارش شده است (Sabbagh & Sabet, 2025) و طرحواره‌درمانی نیز در بهبود بهزیستی و خودکارآمدی تحصیلی دانش‌آموزان نقش داشته است (Samadi-Manaf & Moradi, 2025). افزون بر این، آموزش رفتاری–طرحواره‌ای والدین در زمینهٔ مشکلات کودکان نیز نتایج مثبتی نشان داده است (Solan et al., 2020). این یافته‌ها بر این نکته دلالت دارند که الگوهای طرحواره‌ای، با وجود ریشه‌دار بودن، قابلیت تغییر دارند و مداخلات مناسب می‌توانند پیامدهای بین‌فردی و هیجانی ناشی از آن‌ها را تعدیل کنند.

برازش مطلوب مدل ساختاری پژوهش نیز از نظر نظری حائز اهمیت است. مقادیر χ^2/df، GFI، AGFI، CFI، TLI، NFI، RMSEA و SRMR همگی در محدودهٔ قابل قبول قرار گرفتند و بارهای عاملی حوزه‌های طرحواره‌های ناسازگار اولیه و ابعاد رابطهٔ معلم–دانش‌آموز نیز روایی همگرای مناسبی را نشان دادند. این امر از این فرض حمایت می‌کند که الگوی پیشنهادی پژوهش برای تبیین رابطهٔ میان ساختارهای شناختی معلم و رفتارهای بین‌فردی او در کلاس از کفایت قابل قبولی برخوردار است. در سازهٔ طرحواره‌های ناسازگار اولیه، خودگردانی و عملکرد مختل بیشترین بار عاملی را داشت که با نقش برجستهٔ این حوزه در ضرایب مسیر نیز هماهنگ بود. این همگرایی نشان می‌دهد که ادراک ناکارآمدی، آسیب‌پذیری و شکست ممکن است در جمعیت مورد بررسی جایگاه ویژه‌ای در ساختار کلی طرحواره‌ها داشته باشد. در سازهٔ رابطهٔ معلم–دانش‌آموز نیز بارهای عاملی مناسب ابعاد همکاری، مخالفت‌جویی، تسلیم و تسلط نشان داد که این ابعاد می‌توانند تمایزهای معنی‌داری در رفتار بین‌فردی معلمان را بازنمایی کنند.

به‌طور کلی، یافته‌های پژوهش حاضر نشان می‌دهند که رابطهٔ معلم–دانش‌آموز تنها حاصل مهارت‌های آشکار تدریس یا شرایط بیرونی کلاس نیست، بلکه ساختارهای شناختی عمیق معلم نیز می‌توانند در شکل‌گیری آن نقش داشته باشند. این نتیجه با رویکردهایی که ویژگی‌های روان‌شناختی معلم را یکی از عوامل اصلی کیفیت تدریس می‌دانند همسو است. معلمان دارای طرحواره‌های ناسازگار فعال‌تر ممکن است رفتارهای دانش‌آموزان را از فیلتر باورهای تثبیت‌شده خود تفسیر کنند و به همین دلیل، در شرایط مشابه رفتارهای متفاوتی نسبت به سایر

معلمان نشان دهند. از این منظر، کیفیت رابطهٔ معلم–دانش‌آموز را باید حاصل تعامل میان ویژگی‌های دانش‌آموز، ساختار محیط مدرسه، تقاضاهای حرفه‌ای و سازمان شناختی–هیجانی خود معلم دانست. تأکید پژوهش‌های جدید بر نقش خودکارآمدی، نگرش رشد و قوت‌های شخصیتی معلمان نیز این برداشت چندعاملی را تقویت می‌کند (Ozdogru et al., 2025; Wang, 2026; Zhang et al., 2025). در نتیجه، نتایج حاضر ضمن هم‌سویی با مطالعات پیشین، بر ضرورت توجه مستقیم به طرحواره‌های معلمان در پژوهش‌های مربوط به روابط کلاسی تأکید می‌کند.

پژوهش حاضر با چند محدودیت همراه بود که باید در تفسیر نتایج مورد توجه قرار گیرد. نخست، طرح پژوهش همبستگی و مقطعی بود و بنابراین، با وجود استفاده از مدل‌سازی معادلات ساختاری، نمی‌توان از روابط مشاهده‌شده استنباط علّی قطعی داشت. دوم، نمونه پژوهش به معلمان زن شاغل در دبستان‌های غیرانتفاعی دخترانهٔ شهر تهران محدود بود و تمامی شرکت‌کنندگان نیز در محدودهٔ سنی، تحصیلی و سابقهٔ کاری مشخصی قرار داشتند؛ ازاین‌رو، تعمیم نتایج به معلمان مرد، مدارس دولتی، مقاطع متوسطه، مدارس پسرانه یا مناطق جغرافیایی متفاوت باید با احتیاط انجام شود. سوم، داده‌ها از طریق ابزارهای خودگزارشی گردآوری شدند و امکان تأثیر سوگیری مطلوبیت اجتماعی، خطاهای حافظه و تمایل شرکت‌کنندگان به ارائهٔ تصویر مطلوب‌تر از تعاملات خود وجود دارد. چهارم، رابطهٔ معلم–دانش‌آموز تنها از منظر گزارش معلم سنجیده شد و ارزیابی دانش‌آموزان یا مشاهده مستقیم رفتارهای کلاسی در مدل وارد نشد. همچنین، متغیرهایی مانند فرسودگی شغلی، خودکارآمدی، سبک مدیریت کلاس، ویژگی‌های شخصیتی، حمایت سازمانی، تعداد دانش‌آموزان کلاس و شرایط اقتصادی و اجتماعی مدارس ممکن است در روابط مشاهده‌شده نقش داشته باشند، اما در این پژوهش کنترل نشدند.

پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده مدل حاضر در نمونه‌های متنوع‌تری شامل معلمان مرد و زن، مدارس دولتی و غیردولتی، مقاطع مختلف تحصیلی و شهرها و استان‌های متفاوت آزمون شود تا میزان پایداری و قابلیت تعمیم مدل مشخص گردد. استفاده از طرح‌های طولی می‌تواند امکان بررسی جهت روابط و تغییر طرحواره‌ها و تعاملات معلم–دانش‌آموز در طول زمان را فراهم سازد. همچنین، پیشنهاد می‌شود داده‌ها از چند منبع شامل معلمان، دانش‌آموزان، مدیران و مشاهده‌گران مستقل گردآوری شوند و در کنار پرسش‌نامه از مشاهده مستقیم تعاملات کلاسی نیز استفاده شود. بررسی نقش میانجی متغیرهایی مانند خودکارآمدی معلم، تنظیم هیجان، فرسودگی شغلی، انعطاف‌پذیری روان‌شناختی و استرس ادراک‌شده و نیز نقش تعدیل‌کنندهٔ متغیرهایی مانند سابقهٔ تدریس، حمایت مدیر، تراکم کلاس و جنسیت دانش‌آموزان می‌تواند به تبیین دقیق‌تر سازوکارهای اثر طرحواره‌ها کمک کند. همچنین، طراحی پژوهش‌های آزمایشی یا نیمه‌آزمایشی برای بررسی اثربخشی مداخلات طرحواره‌محور بر کیفیت رابطهٔ معلم–دانش‌آموز می‌تواند گام مهمی برای تبدیل یافته‌های همبستگی به شواهد کاربردی باشد.

با توجه به نتایج، پیشنهاد می‌شود در برنامه‌های ارتقای سلامت روان و توانمندسازی حرفه‌ای معلمان، علاوه بر آموزش مهارت‌های تدریس و مدیریت کلاس، به ساختارهای شناختی و هیجانی آنان نیز توجه شود. مراکز مشاورهٔ آموزش‌وپرورش و مدیران مدارس می‌توانند از ابزارهای معتبر برای شناسایی معلمان دارای سطوح بالاتر طرحواره‌های ناسازگار استفاده کنند و برای آنان برنامه‌های آموزشی و مشاوره‌ای داوطلبانه در زمینه خودآگاهی شناختی، تنظیم هیجان، مدیریت تعارض، قاطعیت حرفه‌ای و اصلاح باورهای ناکارآمد فراهم سازند. به‌ویژه، معلمانی که در حوزه‌های بریدگی و طرد، خودگردانی و عملکرد مختل و دگرجهت‌مندی نمرات بالاتری دارند، ممکن است از آموزش‌های متمرکز بر اعتماد بین‌فردی، افزایش احساس شایستگی، تعیین مرزهای حرفه‌ای سالم و ایجاد تعادل میان حمایت و اقتدار سود بیشتری ببرند. همچنین، پیشنهاد می‌شود مدیران مدارس شرایطی فراهم کنند که معلمان بتوانند تجربیات دشوار کلاسی را در جلسات حمایت حرفه‌ای، سوپرویژن یا گروه‌های هم‌اندیشی بررسی کنند تا پیش از تثبیت الگوهای ناسازگار تعامل، فرصت بازنگری و اصلاح پاسخ‌های خود را داشته باشند. در نهایت، ادغام آموزش مهارت‌های ارتباطی و آگاهی از طرحواره‌ها در دوره‌های ضمن خدمت می‌تواند به ارتقای کیفیت رابطهٔ معلم–دانش‌آموز و ایجاد محیط کلاسی حمایتگرتر، منسجم‌تر و کارآمدتر کمک کند.

مشارکت نویسندگان

در نگارش این مقاله تمامی نویسندگان نقش یکسانی ایفا کردند.

تعارض منافع

در انجام مطالعه حاضر، هیچ‌گونه تضاد منافعی وجود ندارد.

Extended Abstract

Introduction

The teacher–student relationship constitutes one of the central interpersonal mechanisms through which educational, motivational, emotional, and behavioral processes are shaped within the classroom. Teachers do not merely transmit academic knowledge; they also influence students' sense of security, belonging, motivation, academic engagement, self-efficacy, and adjustment to school. Positive teacher–student relationships can provide students with emotional support, predictable interpersonal boundaries, and opportunities for active participation, whereas conflictual, rejecting, excessively controlling, or inconsistent relationships may undermine students' involvement in learning and their psychological adjustment. Evidence has shown that the quality and cumulative number of positive and negative relationships students establish with teachers are meaningfully associated with their academic engagement (Martin & Collie, 2019). Similarly, teacher–student interaction has been structurally associated with academic engagement and students' adjustment to school, suggesting that the interpersonal climate created by teachers may function as a significant component of students' educational experiences (Mohammadi Baghmolaee & Yousefi 2019). Recent evidence also indicates that the quality of teacher–student relationships is closely associated with students' emotional functioning, including anxiety-related outcomes (Salter et al., 2025), while supportive teacher relationships may be particularly important for understanding academic success and underachievement among students with distinctive educational needs, including gifted learners (Baudry et al., 2026). Therefore, examining the factors that shape teachers' patterns of interaction with students is important not only for understanding classroom relationships but also for identifying psychological processes that may indirectly affect educational outcomes.

A growing body of research has emphasized that teachers' classroom behavior is influenced by their own psychological resources, beliefs, cognitive patterns, and perceptions of competence. Teacher self-efficacy, for example, has been identified as an important factor in classroom management and student engagement, and it may mediate the effects of broader organizational and instructional conditions on student outcomes (Ozdogru et al., 2025). Teachers' self-efficacy in engaging students and managing the classroom has also been linked to instructional leadership and the broader school environment (Zhang & Wu, 2025). Likewise, teachers' growth-oriented beliefs and perceptions of school climate may contribute to the academic processes through which students' own growth mindsets are translated into achievement (Zhang et al., 2025). Even in technology-rich and artificial-intelligence-supported classrooms, teachers' character strengths remain associated with student motivation and well-being, reinforcing the continuing importance of teachers' psychological characteristics despite changes in educational environments (Wang, 2026). Conversely, maladaptive beliefs and psychological vulnerabilities may reduce teachers' capacity to maintain constructive classroom relationships. Irrational beliefs have been found to contribute to teacher burnout in conjunction with school characteristics (Huk et al., 2019), and early maladaptive schemas have been associated with both teacher burnout (Bay & Novinrouz, 2022) and job stress (Mohammadi, 2020).

Within schema theory, early maladaptive schemas are conceptualized as pervasive and relatively enduring cognitive-emotional patterns concerning the self, others, and interpersonal relationships. These schemas are thought to originate in unmet emotional needs and adverse developmental experiences and may later influence the interpretation of events, emotional responses, and behavioral choices. Because teaching is inherently

relational and requires continuous interpretation of students' behaviors, needs, resistance, cooperation, and emotional signals, early maladaptive schemas may be especially relevant to teachers' interpersonal functioning. Research has linked maladaptive schemas with loneliness and impaired interpersonal experiences (Abedi et al., 2020), temporal orientation and life expectancy (Yarandi & Madahi, 2025), and maladaptive behavioral and emotional patterns in different populations (Ulbe et al., 2026). Furthermore, schema-focused interventions have demonstrated potential for improving dysfunctional attitudes, emotional problems, and psychological adjustment (Ahmadi Tayfkani et al., 2024; Chengizian, 2023; Nasiri et al., 2022; Sabbagh & Sabet, 2025; Samadi-Manaf & Moradi, 2025; Sohani & Mahmoudi, 2025). Schema-oriented training has also been applied to parent–child interactions, illustrating that schema-related processes may extend beyond intrapersonal functioning to relational patterns (Solan et al., 2020). Despite these findings, relatively little research has directly examined how teachers' early maladaptive schema domains predict specific dimensions of teacher–student interaction. Accordingly, the present study aimed to examine the fit of a predictive model of the teacher–student relationship based on early maladaptive schemas among elementary school teachers in Tehran.

Methods and Materials

The present study was quantitative, non-experimental, and correlational and used structural equation modeling to investigate the relationships between early maladaptive schema domains and dimensions of teacher–student interaction. The statistical population consisted of female teachers working in private girls' elementary schools in Tehran during the 2024–2025 academic year. Based on an estimated population of approximately 2,620 teachers, Cochran's formula yielded a required sample size of 335 participants. To compensate for incomplete questionnaires and potential outliers, data were initially collected from 360 teachers, and after data screening, 335 complete cases were retained for the final analyses. Participants were selected through cluster random sampling. Schools were selected from northern, southern, central, eastern, and western districts of Tehran to achieve geographical diversity. Four private girls' elementary schools were randomly selected from each geographical area, and eligible teachers from the selected schools were invited to participate. Inclusion criteria were female gender, age between 30 and 40 years, a bachelor's degree, and 0 to 15 years of teaching experience. Withdrawal of consent during the study was considered the main exclusion criterion. Participation was voluntary, informed consent was obtained, and confidentiality of identifying information was emphasized. Data were collected using the 90-item Young Schema Questionnaire and the Teacher–Student Interaction Questionnaire. The Young Schema Questionnaire assesses 18 early maladaptive schemas grouped into five domains: disconnection and rejection, impaired autonomy and performance, impaired limits, other-directedness, and over-vigilance and inhibition. Higher scores reflect greater activation of maladaptive schema patterns. The Teacher–Student Interaction Questionnaire contains 48 items and evaluates eight behavioral components organized into four broader dimensions: cooperation, opposition, submission, and dominance. Cooperation includes helpful/friendly and understanding behaviors; opposition includes admonishing and dissatisfied behaviors; submission includes uncertain behavior and student responsibility/freedom; and dominance includes leadership and strict behavior.

Data analysis included descriptive statistics, examination of skewness and kurtosis, the Kolmogorov–Smirnov test for distributional normality, Pearson correlation coefficients, assessment of multicollinearity using tolerance and variance inflation factor indices, and structural equation modeling. The measurement and structural models were evaluated using factor loadings and several model-fit indices, including χ^2/df, GFI, AGFI, CFI, TLI, NFI, RMSEA, and SRMR. Statistical significance was evaluated at conventional levels, and the conceptual model was tested using structural modeling procedures.

Findings

The final sample consisted of 335 female teachers. Of these, 128 participants (38.21%) were aged 30–34 years and 207 (61.79%) were aged 35–39 years. Regarding teaching experience, 76 teachers (22.69%) had less than five years of experience, 156 (46.57%) had five to ten years, and 103 (30.74%) had eleven to fifteen years of experience. All participants held bachelor's degrees. Seventy-three teachers (21.79%) were single and 262 (78.21%) were married. Geographical distribution across Tehran was relatively balanced.

Among the early maladaptive schema domains, other-directedness had the highest mean score ($M = 2.73$, $SD = 0.70$), whereas impaired autonomy and performance had the lowest mean score ($M = 2.38$, $SD = 0.63$). Among individual schemas, self-sacrifice had the highest mean ($M = 2.95$), while defectiveness/shame had the lowest ($M = 2.19$). For teacher–student interaction, cooperation had the highest mean score ($M = 3.87$, $SD = 0.62$), whereas opposition had the lowest ($M = 2.24$, $SD = 0.64$). Among the behavioral components, helpful/friendly behavior had the highest mean ($M = 3.95$), while dissatisfied behavior had the lowest ($M = 2.18$). All skewness and kurtosis values were within the acceptable range of -2 to +2, and the Kolmogorov–Smirnov test indicated no significant deviation from normality for the study variables.

Correlation analysis showed that all five early maladaptive schema domains were significantly associated with the four dimensions of teacher–student interaction. Higher schema scores were generally associated with lower cooperation and dominance and higher opposition and submission. The strongest correlation between a schema domain and a teacher–student interaction dimension was observed between other-directedness and submission ($r = 0.49$, $p < 0.01$).

Structural equation modeling demonstrated that disconnection and rejection negatively predicted cooperation ($\beta = -0.27$, $t = -3.68$, $p < 0.001$) and positively predicted opposition ($\beta = 0.32$, $t = 4.41$, $p < 0.001$), whereas its effects on submission and dominance were not significant. Impaired autonomy and performance negatively predicted cooperation ($\beta = -0.19$, $t = -2.56$, $p = 0.011$) and dominance ($\beta = -0.33$, $t = -4.48$, $p < 0.001$) and positively predicted opposition ($\beta = 0.17$, $t = 2.31$, $p = 0.021$) and submission ($\beta = 0.28$, $t = 3.82$, $p < 0.001$). Impaired limits significantly and positively predicted opposition ($\beta = 0.15$, $t = 2.04$, $p = 0.042$), but its other paths were nonsignificant. Other-directedness positively predicted submission ($\beta = 0.36$, $t = 4.92$, $p < 0.001$) and negatively predicted dominance ($\beta = -0.15$, $t = -2.02$, $p = 0.044$). None of the direct paths from over-vigilance and inhibition to the four teacher–student interaction dimensions reached statistical significance.

The model demonstrated satisfactory overall fit, with $\chi^2/df = 2.30$, GFI = 0.92, AGFI = 0.89, CFI = 0.94, TLI = 0.92, NFI = 0.91, RMSEA = 0.055, and SRMR = 0.050. Tolerance values were above 0.10 and VIF values were below 10, indicating no problematic multicollinearity. All factor loadings for the early maladaptive schema domains exceeded 0.60, with impaired autonomy and performance showing the strongest loading (0.79), followed by disconnection and rejection (0.76), while other-directedness showed the lowest but still acceptable loading (0.68). All related t values exceeded 2.58 and were significant at $p < 0.001$. For teacher–student interaction, all factor loadings exceeded 0.70 in absolute value. Cooperation and dominance both had positive loadings of 0.81, whereas opposition and submission had negative loadings of -0.79 and -0.74, respectively.

Discussion and Conclusion

The findings demonstrate that teachers' early maladaptive schemas are meaningfully related to the way they interact with students and that different schema domains are associated with distinct interpersonal patterns. Disconnection and rejection appeared particularly relevant to lower cooperation and greater opposition. Teachers characterized by stronger expectations of rejection, mistrust, emotional deprivation, or social disconnection may be more likely to interpret ambiguous student behaviors as threatening, disrespectful, or unsupportive, thereby reducing supportive interaction and increasing oppositional responses.

Impaired autonomy and performance emerged as one of the most influential schema domains in the model. Its association with reduced cooperation and dominance and increased opposition and submission suggests that

beliefs involving incompetence, vulnerability, dependency, or failure may interfere with teachers' ability to exercise confident, balanced classroom leadership. Such teachers may alternate between uncertainty and defensive responses when confronted with difficult classroom situations, thereby weakening constructive authority.

Other-directedness was most strongly associated with submission and was negatively associated with dominance. This pattern indicates that teachers who excessively prioritize others' approval, needs, or expectations may be more reluctant to exercise firm leadership or establish clear interpersonal boundaries. In such cases, interpersonal accommodation may shift from adaptive flexibility toward excessive submission, potentially disturbing the balance between warmth and authority that is necessary for effective classroom management.

The lack of significant direct effects for over-vigilance and inhibition, despite significant bivariate correlations, suggests that the influence of this schema domain may overlap with or operate through other maladaptive schemas when all predictors are considered simultaneously. This finding highlights the importance of multivariate modeling, because simple correlations may overestimate the independent contribution of individual schema domains.

Overall, the satisfactory fit of the structural model supports the proposition that early maladaptive schemas provide a meaningful psychological framework for understanding variation in teacher–student interaction. Teacher–student relationships should therefore not be understood solely as the product of instructional technique or classroom conditions. They are also shaped by teachers' enduring cognitive-emotional patterns and their interpretations of interpersonal events. Identifying maladaptive schema patterns among teachers may consequently contribute to a more comprehensive understanding of classroom relationships and may provide a basis for preventive and therapeutic interventions aimed at improving teacher self-awareness, emotional regulation, interpersonal boundaries, constructive authority, and supportive communication. The findings ultimately suggest that addressing maladaptive schemas in teacher development and psychological support programs may help strengthen constructive teacher–student relationships and create healthier and more effective classroom environments.

References

Abedi, A., Sepahvand, M. A., & Mir Derikvand, F. (2020). Loneliness and maladaptive schemas in students. *Quarterly Journal of Research in Teacher Education*, *3*(1), 109-125. https://te-research.cfu.ac.ir/article_1171.html?lang=fa

Ahmadi Tayfkani, H., Karami Baldaji, R., & Divanzadeh, H. (2024). Effectiveness of schema therapy on reducing dysfunctional attitudes, depression, and loneliness among divorced women. Sixth National Conference on Professional Research in Psychology and Counseling with a Teacher-Perspective Approach, Minab.

Baudry, C., Massé, L., Pearson, J., & Simard, M. (2026). Giftedness and Academic Success: How Are Parent-Child and Teacher-Student Relations Related to Gifted Children's Underachievement? *Journal for the Education of the Gifted*, *49*(1), 3-29. https://doi.org/10.1177/01623532251406348

Bay, F., & Novinrouz, E. (2022). The Predictive Effect of Early Maladaptive Schemas and Hardiness on Burnout of Elementary School Teachers. *Iranian Evolutionary Educational Psychology Journal*, *4*(1), 73-83. https://doi.org/10.52547/ieepj.4.1.73

Chengizian, P. (2023). Investigating the effectiveness of schema therapy on anxiety, depression, and impulsivity in individuals with borderline personality disorder. Fifth National Conference on Professional Research in Psychology and Counseling from the Teacher's Perspective, https://civilica.com/doc/1759749

Huk, O., Terjesen, M. D., & Cherkasova, L. (2019). Predicting teacher burnout as a function of school characteristics and irrational beliefs. *Psychology in the Schools*, *56*(5), 792-808. https://doi.org/10.1002/pits.22233

Martin, A. J., & Collie, R. J. (2019). Teacher-student relationships and students' engagement in high school: Does the number of negative and positive relationships with teachers matter? *Journal of Educational Psychology*, *111*(5), 861. https://doi.org/10.1037/edu0000317

Mohammadi Baghmolaee , H., & Yousefi , F. (2019). The Structural Relationship among Teacher-Student Interaction, Academic Engagement, and Students' Adjustment to School. *Studies in Learning & Instruction*, *10*(2), 75-99. https://www.magiran.com/paper/1951466

Mohammadi, S. (2020). *Predicting Teachers' Job Stress Based on Basic Psychological Needs, Perceived Stress, and Early Maladaptive Schemas* Payame Noor University of East Azerbaijan Province, Payame Noor Center of Tabriz].

Nasiri, A., Sharifi, T., Ghananfari, A., & Cherami, M. (2022). Comparison of Schema Therapy and Reality Therapy on Psychological Flexibility and Emotional Self-Regulation of Preschool Teachers. *Quarterly Journal of Applied Psychology*, *16*(4), 161-183.

Ozdogru, M., Tulubas, T., Karakose, T., Kanadlı, S., Kardas, A., & Papadakis, S. (2025). How Does Teacher Self-Efficacy Mediate the Relationship between Student Outcomes and Principal Leadership for Learning? Results from Meta-Analytic Structural Equation Modelling (MASEM). *Acta Psychologica*, *258*, 105144. https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2025.105144

Sabbagh, Y., & Sabet, M. (2025). Comparing the Effectiveness of Schema-Based Training and Myers/Briggs Personality Typology Training on Academic Adaptation of Imam Javad University Students. *Journal of Psychological Science*, *24*(1), 45-62.

Salter, D., Neelakandan, A., & Wuthrich, V. M. (2025). Anxiety and teacher–student relationships in secondary school: A systematic literature review. *Child Psychiatry & Human Development*, *56*, 1870-1888. https://doi.org/10.1007/s10578-024-01665-7

Samadi-Manaf, M., & Moradi, H. (2025). The Effectiveness of Schema Therapy on Well-Being and Academic Self-Efficacy of Upper Secondary School Students. *Experimental and Cognitive Psychology Quarterly*, *2*(1), 1-22.

Sohani, A., & Mahmoudi, M. (2025). Examining the Relationship between Maladaptive Schemas and Obsessive-Compulsive Disorder in Male Secondary School Students and the Effectiveness of Individual Schema Therapy on Obsessive Symptoms in Adolescent Girls. Fourth International Conference on New Achievements in Educational Sciences and Education in Iran and the World, Tehran. https://civilica.com/doc/2383934

Solan, M., Brunstein Klomek, A., Ankori, G., Bloch, A., Apter, A., & Plishty, S. (2020). Impact of a New Parent Behavioral-Schema Training on Children with ADHD: A Pragmatic Control Trial. *Journal of Attention Disorders*, *25*(14), 2048-2059. https://doi.org/10.1177/1087054720959711

Ulbe, S., Durna, G., & Yılmaz, A. E. (2026). Exploring the Relationship between Non-Suicidal Self-Injury and Schema Modes among University Students: A Latent Class Analysis Approach. *Current Psychology*, *45*(4), 344. https://doi.org/10.1007/s12144-025-08678-y

Wang, Y. (2026). The Relationship Between Teachers' Character Strengths and Students' Motivation and Well-Being In <scp>AI</Scp> -Supported Classrooms. *European Journal of Education*, *61*(2). https://doi.org/10.1111/ejed.70611

Yarandi, M. S. A., & Madahi, M. E. (2025). Time Perspective Prediction Based on Early Maladaptive Schemas Mediated by Life Expectancy Among University Students: A Cross-Sectional Study. *Health Science Reports*, *8*(6). https://doi.org/10.1002/hsr2.70924

Zhang, K., & Wu, J. (2025). Teachers' Growth Mindset, Perceived School Climate, and Perceived Parental Autonomy Support Moderate the Relationship Between Students' Growth Mindset and Academic Achievement. *Journal of Intelligence*, *13*(1), 8. https://doi.org/10.3390/jintelligence13010008

Zhang, N., Siaw, Y. L., & Jiang, N. (2025). The Relationship between Principal Instructional Leadership and Teacher Self-Efficacy in Student Engagement and Classroom Management: A Cross-Sectional Study in China. *Frontiers in psychology*, *16*, 1589958. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1589958