

نقش میانجی حمایت سازمانی ادراک‌شده در رابطه سبک‌های تصمیم‌گیری مدیران و اشتیاق شغلی با آموزش خلاق مدار معلمان دوره ابتدایی

الهام یوسفلی^۱، مسعود احمدی^۲

۱- دانشجوی کارشناسی‌ارشد روان‌شناسی عمومی، دانشگاه دانش البرز، ایران

۲- استادیار دانشگاه دانش البرز

چکیده

هدف: این پژوهش با هدف بررسی روابط سبک‌های تصمیم‌گیری مدیران و اشتیاق شغلی با آموزش خلاق مدار معلمان ابتدایی و ارزیابی الگوی غیرمستقیم فرض‌شده از مسیر حمایت سازمانی ادراک‌شده انجام شد.

روش: طرح پژوهش توصیفی-همبستگی و مقطعی است. جامعه آماری ۸۵۸ معلم و ۱۲۳ مدیر در ۱۲۳ مدرسه شهرستان ساوجبلاغ در سال تحصیلی ۱۴۰۴-۱۴۰۵ بود. در ۳۰ مدرسه، پاسخ‌های قابل تحلیل ۲۵۰ معلم و ۳۰ مدیر گردآوری شد. ابزارها عبارت بودند از مقیاس تدریس خلاق، سبک‌های تصمیم‌گیری عمومی، اشتیاق شغلی و حمایت سازمانی ادراک‌شده. روابط همبستگی و مدل معادلات ساختاری بررسی شد.

یافته‌ها: ضرایب گزارش‌شده مسیر آموزش خلاق مدار برای سبک منطقی ۰٫۳۸۸، شهودی ۰٫۲۴۶، اجتنابی ۰٫۴۴۱-، وابسته ۰٫۱۸۱-، اشتیاق شغلی ۰٫۱۵۸ و حمایت سازمانی ۰٫۳۱۱ بود. ضریب تعیین آموزش خلاق مدار ۰٫۳۰ گزارش شد. برای چهار مسیر غیرمستقیم نتیجه معناداری ارائه کرده، اما میان اثرهای مستقیم و غیرمستقیم، اثر کل و برخی بازه‌های اطمینان ناسازگاری وجود دارد.

نتیجه‌گیری: نتایج اولیه با نقش هم‌زمان ویژگی‌های مدیریتی، انگیزشی و ادراک حمایت در تدریس خلاق سازگار است؛ با وجود این، مقطعی بودن داده‌ها، وابستگی معلمان درون مدارس و تناقض‌های آماری مانع از تأیید قطعی میانجی‌گری و استنباط علی است. تأیید مدل نیازمند بازتحلیل داده‌های خام و خروجی نرم‌افزار است.

واژگان کلیدی: تدریس خلاق؛ سبک‌های تصمیم‌گیری؛ اشتیاق شغلی؛ حمایت سازمانی ادراک‌شده؛ معلمان ابتدایی

مقدمه

در نظام‌های آموزشی معاصر، خلاقیت دیگر صرفاً خصیصه‌ای فردی و استثنایی تلقی نمی‌شود، بلکه به‌مثابه قابلیت‌های حرفه‌ای در طراحی و اجرای تجربه‌های یادگیری مطرح است. معلم برای تحقق آموزش خلاق مدار باید بتواند محتوای برنامه درسی را با نیازهای یادگیرندگان سازگار کند، فرصت پرسشگری و اکتشاف فراهم آورد و از راهبردهایی بهره‌برد که به تولید معنا و انتقال یادگیری به موقعیت‌های تازه بینجامد. چنین عملکردی، برخلاف برداشت‌های تقلیل‌گرایانه، لزوماً به استفاده از ابزارهای نو یا فعالیت‌های سرگرم‌کننده محدود نمی‌شود؛ بلکه مستلزم قضاوت تربیتی، انعطاف‌پذیری حرفه‌ای و توانایی صورت‌بندی مسئله‌های یادگیری در بستر واقعی کلاس است. پژوهش‌های مربوط به محیط‌های خلاق یادگیری نشان داده‌اند که کیفیت تعاملات، استقلال یادگیرندگان و فرهنگ پذیرش ایده‌های متفاوت در شکل‌گیری خلاقیت آموزشی اهمیت دارند (دیویس و همکاران، ۲۰۱۳؛ سوه، ۲۰۱۷؛ هنریکسن و همکاران، ۲۰۱۸). از منظر علوم یادگیری و رشد نیز، طراحی آموزش باید به نیازهای شناختی، اجتماعی و عاطفی یادگیرندگان پاسخ دهد (دارلینگ‌هاموند و همکاران، ۲۰۲۰). در پژوهش‌های داخلی، ویژگی‌های روان‌سنجی سنجش تدریس خلاق و نقش تعهد شغلی و خودکارآمدی خلاق معلمان بررسی شده است (هومن و همکاران، ۱۳۸۹؛ جلیلیان و همکاران، ۱۴۰۱).

تفاوت میان «تدریس خلاق» و «تدریس برای پرورش خلاقیت» در صورت‌بندی مسئله این مطالعه بنیادین است. اولی بر اصالت و تناسب راهبردهای معلم در برنامه‌ریزی، اجرا و ارزشیابی تأکید دارد؛ دومی بر فرصت‌هایی متمرکز است که دانش‌آموز برای تولید پاسخ‌های متنوع، طرح پرسش و بازاندیشی دریافت می‌کند. این دو قلمرو هم‌پوشانی دارند، اما یکی را نمی‌توان شاخص مستقیم دیگری دانست. معلم ممکن است از فعالیتی ابتکاری استفاده کند که به یادگیری عمیق نینجامد؛ برعکس، یک راهبرد متعارف وقتی با نیاز کلاس سازگار شده باشد می‌تواند امکان تفکر خلاق را گسترش دهد. بنابراین در این مقاله، آموزش خلاق مدار یک سازه ناظر بر ادراک و گزارش رفتار حرفه‌ای معلم تلقی می‌شود، نه سنجش مستقیم از خلاقیت دانش‌آموز یا اثربخشی آموزشی او (دیویس و همکاران، ۲۰۱۳؛ سوه، ۲۰۱۷).

با وجود این، ظرفیت معلم برای نوآوری را نمی‌توان مستقل از ساختار و اداره مدرسه بررسی کرد. تصمیم‌های مدیریتی درباره برنامه‌ریزی، تقسیم کار، منابع آموزشی، نحوه پاسخ به دشواری‌های کلاس و ارزیابی عملکرد، دامنه عمل حرفه‌ای معلمان را شکل می‌دهد. مدیری که مسئله را با گردآوری شواهد و ارزیابی پیامدها بررسی می‌کند، می‌تواند زمینه پیش‌بینی‌پذیری و اعتماد را فراهم سازد؛ در مقابل، تعویق مکرر تصمیم‌ها، ابهام در اولویت‌ها و فقدان پاسخ‌گویی احتمالاً هزینه روان‌شناختی آزمودن روش‌های تازه را برای معلمان افزایش می‌دهد. از این‌رو، سبک تصمیم‌گیری مدیر نه فقط ویژگی شناختی فرد، بلکه بخشی از تجربه سازمانی معلم است (اسکات و بروس، ۱۹۹۵؛ ابراهیمی و همکاران، ۲۰۲۵).

در مدرسه ابتدایی، بسیاری از تصمیم‌های ظاهراً اداری به فرصت‌های یادگیری مربوط می‌شوند: زمان اختصاص‌یافته به فعالیت گروهی، نحوه استفاده از وسایل کمک‌آموزشی، انعطاف برنامه هفتگی، امکان اجرای ارزشیابی عملکردی و شیوه برخورد با آزمون و خطای معلم. اگر قواعد تخصیص منابع روشن، قابل توضیح و منصفانه باشند، معلم می‌تواند برای طراحی فعالیت‌های تازه برنامه‌ریزی کند. باین‌حال، نتیجه مثبت تصمیم‌گیری عقلانی از پیش تضمین شده نیست؛ تصمیمی کاملاً مستند ممکن است به دلیل فقدان مشارکت معلمان، با نیاز واقعی کلاس ناسازگار باشد. بر همین اساس، پیوند ادعایی میان سبک مدیریتی و تدریس خلاق باید از راه فرایندهای قابل مشاهده در مدرسه توضیح داده شود، نه با فرض اینکه یک سبک تصمیم‌گیری ذاتاً موجب خلاقیت است.

مطالعه سبک‌های تصمیم‌گیری مستلزم پرهیز از معادل‌انگاری سبک‌ها با ارزش‌دآوری مطلق درباره مدیران است. سبک منطقی بر جست‌وجو و مقایسه اطلاعات، سبک شهودی بر تجربه و شناخت ضمنی، سبک وابسته بر اتکا به نظر دیگران، سبک اجتنابی بر تأخیر در انتخاب و سبک آبی بر تصمیم‌گیری سریع تأکید دارد. هر سبک در موقعیت‌های مختلف می‌تواند کارکرد متفاوتی پیدا کند

و کاربرد آن با توجه به مسئله و شرایط نهادی معنا می‌یابد. با این‌همه، پژوهش‌های سازمانی اخیر حاکی از آن‌اند که سبک‌های عقلانی و شهودی در برخی بافت‌ها با رفتار نوآورانه رابطه مثبت دارند، در حالی که اجتناب از تصمیم یا وابستگی شدید می‌تواند با کاهش رفتار نوآورانه همراه باشد (هوسنی و العتیبی، ۲۰۲۴؛ ابراهیمی و همکاران، ۲۰۲۵). انتقال این یافته‌ها به مدارس نیازمند آزمون مستقل است؛ زیرا هدف آموزش، روابط قدرت و ماهیت مخاطره‌پذیری حرفه‌ای در مدرسه با بسیاری از سازمان‌های اقتصادی تفاوت دارد.

در سطح فردی، اشتیاق شغلی یکی از منابع مؤثر بر صرف انرژی و پایداری در کار حرفه‌ای است. مطالعات داخلی نیز به همبستگی اشتیاق شغلی با خلاقیت کاری معلمان و شناسایی عوامل سازمانی و حرفه‌ای مؤثر بر آن پرداخته‌اند (باقری و همکاران، ۱۴۰۱؛ ستوده و همکاران، ۱۴۰۳). این مفهوم با نیرومندی، وقف‌شدگی و جذب‌شدن در فعالیت کاری تعریف می‌شود و از رضایت منفعلانه یا صرف حضور در محیط کار فراتر می‌رود (شافلی و همکاران، ۲۰۰۲). معلم مشتاق ممکن است زمان بیشتری برای بازاندیشی، جست‌وجوی منابع یادگیری و اصلاح فعالیت‌های کلاس اختصاص دهد؛ با این‌حال، اشتیاق به‌تنهایی به معنای دسترسی به فرصت‌های نوآوری نیست. منابع شغلی، اختیار عمل، بازخورد و حمایت مدیریتی می‌توانند تعیین کنند که ظرفیت انگیزشی معلم به اقدام حرفه‌ای تبدیل شود یا در برابر محدودیت‌های نهادی تحلیل برود (باکر و دمروتی، ۲۰۰۸؛ باکر و آلبرشت، ۲۰۱۸؛ بونایوتو و همکاران، ۲۰۲۲). پژوهش‌های جدید در زمینه مدرسه نشان می‌دهند که رابطه حمایت و اشتیاق شغلی می‌تواند پیچیده‌تر از جهت‌گیری پیشنهادی این پژوهش باشد. برای مثال، گوان و همکاران (۲۰۲۵) در میان معلمان آموزش فراگیر، حمایت سازمانی ادراک‌شده را به‌عنوان پیش‌بین اشتیاق شغلی و توانمندسازی روان‌شناختی بررسی کرده‌اند؛ یان و همکاران (۲۰۲۵) نیز در بافت کودکان، نقش حمایت ادراک‌شده را در پیوند رهبری اخلاقی و اشتیاق حرفه‌ای مطالعه کرده‌اند. در الگوی حاضر، برخلاف این جهت‌گیری‌ها، مسیر اشتیاق شغلی به حمایت ادراک‌شده ترسیم شده است. چنین تفاوتی خطا به شمار نمی‌رود، اما نشان می‌دهد جهت پیکان‌ها بیش از آنکه از طرح مقطعی قابل اثبات باشد، به انتخاب نظری پژوهشگر وابسته است. بنابراین آزمون مدل‌های رقیب و داده‌های چندموجی برای داوری نهایی درباره ترتیب این سازه‌ها ضروری است.

حمایت سازمانی ادراک‌شده، حلقه‌ای نظری برای پیوند این عوامل است. این سازه به باور فرد درباره میزان ارزش‌گذاری سازمان بر مشارکت‌های او و توجه آن به رفاهش اشاره دارد (آیزنبرگر و همکاران، ۱۹۸۶). طبق رویکرد حمایت سازمانی و نظریه تبادل اجتماعی، تجربه حمایت و انصاف می‌تواند با احساس تعهد، اعتماد و رفتارهای فراتر از تکلیف رسمی همراه شود (کراپانزانو و میچل، ۲۰۰۵)؛ شواهد فراتحلیلی نیز وجود رابطه حمایت ادراک‌شده با پیامدهای نگرشی و عملکردی کارکنان را نشان می‌دهد (رودز و آیزنبرگر، ۲۰۰۲؛ کرتسیس و همکاران، ۲۰۱۷). شواهد پژوهشی درباره حمایت سازمانی و خلاقیت نیز در محیط‌های شغلی ایران مطرح شده‌اند و نقش سازوکارهای روان‌شناختی واسطه‌ای را مورد توجه قرار داده‌اند (آهنگ و همکاران، ۱۳۹۹). در مدرسه، معلمی که می‌داند ایده نو او صرفاً به دلیل تفاوت با رویه مألوف سرزنش نمی‌شود، زمینه مناسب‌تری برای تجربه‌گری سنجیده خواهد داشت؛ هرچند این سازوکار مفروض نباید با اثر علی اثبات‌شده اشتباه گرفته شود.

اهمیت مسئله در آن است که پژوهش‌های پیشین غالباً پیوندهایی مانند تصمیم‌گیری و نوآوری، حمایت و اشتیاق یا اشتیاق و خلاقیت را در قالب روابط جداگانه بررسی کرده‌اند. مطالعات جدیدتر نیز نشان می‌دهند رهبری توانمندساز و منابع سازمانی می‌توانند با خلاقیت حرفه‌ای و درگیری شغلی مرتبط باشند، اما جهت و شدت این روابط به بافت و مدل تحلیلی وابسته است (جو و همکاران، ۲۰۲۳؛ هوسنی و العتیبی، ۲۰۲۴). در بستر مدارس ابتدایی شهرستان ساوجبلاغ، بررسی هم‌زمان سبک‌های تصمیم‌گیری مدیران، اشتیاق شغلی معلمان و ادراک حمایت سازمانی می‌تواند تصویری منسجم‌تر از همبسته‌های آموزش خلاق مدار عرضه کند. از این‌رو، مسئله پژوهش حاضر این است که الگوی گزارش‌شده روابط مستقیم و غیرمستقیم میان این سازه‌ها تا چه میزان با داده‌های گردآوری‌شده سازگار است و کدام مسیرها برای توسعه حرفه‌ای مدارس اهمیت بیشتری دارند.

خلاً مشخص این پژوهش را می‌توان در سه سطح صورت‌بندی کرد. در سطح مفهومی، تصمیم‌گیری مدیر، اشتیاق شغلی معلم و برداشت او از حمایت سازمانی معمولاً در ادبیات رشته‌های گوناگون، با واژگان و واحدهای تحلیل متفاوت بحث شده‌اند. در سطح

تجربی، شواهد مربوط به سازمان‌های درمانی یا بنگاه‌های اقتصادی را نمی‌توان بی‌واسطه به سازمان مدرسه تعمیم داد؛ زیرا رابطه معلم و مدیر به الزامات برنامه درسی، نظارت حرفه‌ای و مسئولیت تربیتی وابسته است. در سطح روش، حتی در صورت مشاهده ارتباط‌های همسو با نظریه، تفاوت منبع پاسخ‌دهی و سطح اندازه‌گیری می‌تواند بر نتیجه اثر بگذارد. ارزش افزوده مطالعه حاضر در طرح هم‌زمان این پرسش‌ها در یک بافت آموزشی معین است؛ نه در اثبات یک سازوکار جهان‌شمول یا معرفی مسیرهای آماری به منزله رابطه علی.

مبانی نظری و الگوی مفهومی

سبک‌های تصمیم‌گیری مدیران و امکان نوآوری آموزشی

مقیاس سبک‌های تصمیم‌گیری عمومی اسکات و بروس، پنج جهت‌گیری نسبتاً متمایز را می‌سنجد و برای تحلیل تفاوت افراد در نحوه مواجهه با انتخاب‌های دشوار به کار رفته است (اسکات و بروس، ۱۹۹۵). در مدرسه، سبک منطقی می‌تواند با ارزیابی نیازهای آموزشی و استدلال درباره تخصیص منابع همراه شود؛ سبک شهودی نیز هنگامی که بر تجربه معتبر تربیتی استوار باشد، ممکن است به پاسخ‌گویی منعطف کمک کند. در مقابل، سبک اجتنابی احتمالاً حل مسائل حرفه‌ای را به تأخیر می‌اندازد. باید توجه داشت که وابسته‌بودن در تصمیم‌گیری با مشورت حرفه‌ای یکسان نیست؛ مشورت آگاهانه می‌تواند منبع یادگیری جمعی باشد، اما اتکای منفعلانه و فقدان مسئولیت‌پذیری مسئله متفاوتی است. همین تمایز، تفسیر یافته‌های سبک وابسته را حساس می‌کند (ابراهیمی و همکاران، ۲۰۲۵).

برای تحلیل تفاوت سبک‌ها لازم است دو تمایز حفظ شود. نخست آنکه تصمیم‌گیری شهودی با واکنش بی‌تأمل یکی نیست؛ شهود می‌تواند حاصل شناخت الگوهای تکرارشونده و تجربه حرفه‌ای باشد، درحالی‌که تصمیم‌آنی بیش از هر چیز بر سرعت و فوریت تأکید می‌کند. دوم آنکه سبک وابسته با مشارکت سازمانی تفاوت دارد؛ مشورت از صاحب‌نظران ممکن است ظرفیت تصمیم را افزایش دهد، اما تعویض مسئولیت تصمیم‌گیری با تبعیت منفعلانه می‌تواند ابهام بیافریند. مطالعه هوسنی و العتیبی (۲۰۲۴) درباره مدیران پرستاری نیز نشان داد الگوی ارتباط سبک‌ها با خلاقیت یکنواخت نیست و رابطه سبک شهودی در آن بافت معنادار گزارش نشد. این تفاوت بین‌بافتی، احتیاط در تدوین توصیه‌های مدیریتی برای مدارس را ضروری می‌کند.

نکته دیگر آن است که ابزار اسکات و بروس برای سنجش گرایش نسبتاً پایدار افراد در تصمیم‌گیری طراحی شده است، نه کیفیت واقعی تک‌تک تصمیم‌های مدیر در مدرسه. حتی اگر مدیر در سبک منطقی نمره بالاتری کسب کند، هنوز نمی‌دانیم در موضوع تخصیص امکانات آموزشی یا رسیدگی به درخواست معلم چگونه رفتار کرده است. به همین دلیل فاصله میان «سبک خودگزارش‌شده» و «عملکرد تصمیم‌گیری مشاهده‌شده» باید در تفسیر نتایج حفظ شود. در پژوهش‌های بعدی می‌توان پرونده تصمیم‌های مدرسه، صورت‌جلسه‌های شورا و قضاوت مستقل معلمان درباره عدالت رویه‌ای را کنار نمره پرسشنامه قرار داد تا روایی بوم‌شناختی سازه تقویت شود.

اشتقاق شغلی و حمایت سازمانی ادراک‌شده

در الگوی تقاضاها و منابع شغلی، اشتقاق شغلی در پیوند با منابع انگیزشی فرد و ویژگی‌های محیط کار توضیح داده می‌شود. محیط‌هایی که فرصت یادگیری، بازخورد و پشتیبانی فراهم می‌کنند، می‌توانند زمینه نیرومندی، وقف‌شدگی و جذب در کار را تقویت کنند؛ در مقابل، فشارهای مستمر بدون منابع جبرانی ممکن است ظرفیت روانی کارکنان را محدود سازند (شافلی و باکر، ۲۰۰۴؛ باکر و آلبرشت، ۲۰۱۸). در این پژوهش، اشتقاق متغیر پیش‌بین و حمایت ادراک‌شده متغیر میانجی در نظر گرفته شده است، ولی مقطعی بودن سنجش‌ها اجازه نمی‌دهد تقدم زمانی میان این دو فرض شود. به همین علت، از میانجی‌گری باید به‌عنوان «الگوی آماری مورد آزمون» یاد کرد، نه شواهدی قطعی از زنجیره علی.

نظریه حمایت سازمانی توضیح می‌دهد که کارکنان رفتارها و تصمیم‌های مدیران را به‌عنوان نشانه‌های توجه یا بی‌توجهی سازمان تعبیر می‌کنند. حمایت ادراک‌شده در این چارچوب می‌تواند با احساس امنیت و تمایل به مشارکت حرفه‌ای پیوند داشته باشد، اما همپوشانی آن با متغیرهای دیگری نظیر عدالت سازمانی، اعتماد به مدیر و خودکارآمدی باید از نظر تمایز سازه‌ای بررسی شود (آیزنبرگر و همکاران، ۱۹۸۶؛ کرتسیس و همکاران، ۲۰۱۷). در مدرسه، این سازه از آن جهت مهم است که آموزش خلاق مدار با تحمل ابهام، صرف منابع و احتمال شکست همراه است و معلم برای تجربه‌گری به پشتوانه‌ای فراتر از انگیزش فردی نیاز دارد. حمایت ادراک‌شده یک برداشت کلی و نسبتاً پایدار از ارزش‌گذاری سازمان است؛ این برداشت با دریافت کمک موردی از مدیر یا رابطه دوستانه با همکاران یکسان نیست. هنگامی که معلم منابع لازم برای یک طرح نو را دریافت می‌کند، ممکن است هم حمایت ابزاری و هم پیام نمادین اعتماد را تجربه کند؛ اما برخورداری از منابع بدون اختیار حرفه‌ای یا وجود رابطه صمیمانه بدون پشتیبانی واقعی الزاماً همان نتیجه را ندارد. این تمایز برای مدرسه مهم است، زیرا منابع حمایتی می‌توانند مالی، زمانی، حرفه‌ای و عاطفی باشند و هر کدام احتمالاً سازوکار متفاوتی دارند. مدل پژوهش آن‌ها را در یک شاخص ادراکی کلی خلاصه می‌کند و بنابراین امکان تشخیص سهم مستقل هر بعد از حمایت را فراهم نمی‌سازد (رودز و آیزنبرگر، ۲۰۰۲؛ کرتسیس و همکاران، ۲۰۱۷).

فرضیه‌ها و روابط مورد آزمون

مدل مفهومی پژوهش از دو دسته رابطه تشکیل شده است: نخست، رابطه مستقیم سبک‌های تصمیم‌گیری مدیران، اشتیاق شغلی و حمایت سازمانی ادراک‌شده با آموزش خلاق مدار؛ دوم، مسیرهای غیرمستقیم سبک‌های تصمیم‌گیری و اشتیاق شغلی از طریق حمایت سازمانی ادراک‌شده. در مدل نهایی، چهار سبک منطقی، اجتنابی، وابسته و شهودی وارد جدول ضرایب شده‌اند. سبک آنی در ابزار سنجش وجود دارد، اما نتایج آن در مدل نهایی ارائه نشده است؛ بنابراین درباره جهت یا معناداری آن نمی‌توان نتیجه گرفت. برای آزمون میانجی‌گری، تفسیر هم‌زمان اندازه اثر، عدم قطعیت برآورد و سازگاری گزارش‌های آماری ضروری است. برای روشن‌شدن منطق الگو، دو تبیین رقیب نیز باید به رسمیت شناخته شوند. طبق تبیین نخست، تصمیم‌های مدیر و انگیزش معلم می‌توانند با افزایش احساس حمایت، به نوآوری تدریس مرتبط شوند؛ این همان ترتیبی است که در مدل پژوهش آزمون شده است. طبق تبیین دوم، حمایت سازمانی پیش‌شرط اشتیاق شغلی است و ممکن است اشتیاق واسطه بخشی از رابطه حمایت و رفتار خلاق باشد. تبیین سوم نیز به عاملی مشاهده‌نشده، مانند اقلیم اعتماد یا کیفیت رهبری آموزشی، متکی است که هم ادراک حمایت و هم گزارش تدریس خلاق را تحت تأثیر قرار می‌دهد. داده‌های هم‌زمان این مطالعه امکان تمایز قاطع میان چنین مدل‌هایی را ندارند. از این‌رو اصطلاح «نقش میانجی» در سراسر مقاله تنها به معنای مسیر غیرمستقیم فرض‌شده در مدل آماری به کار می‌رود (مکسول و کول، ۲۰۰۷؛ مکسول و همکاران، ۲۰۱۱).

روش پژوهش

طرح، جامعه و نمونه

این مطالعه در قالب پژوهشی کمی، کاربردی، غیرآزمایشی و توصیفی-همبستگی اجرا شد. جامعه پژوهش شامل ۸۵۸ معلم و ۱۲۳ مدیر در ۱۲۳ مدرسه ابتدایی شهرستان ساوجبلاغ در سال تحصیلی ۱۴۰۴-۱۴۰۵ بود. ۳۰ مدرسه از پنج بخش جغرافیایی منطقه انتخاب شدند و از مدیران همان مدارس و معلمان شاغل در آن‌ها داده گردآوری شد. هرچند در فصل روش از اصطلاح «تصادفی ساده» استفاده شده، توصیف اجرایی به انتخاب مدرسه در چند بخش جغرافیایی و سپس مشارکت معلمان درون مدارس شباهت بیشتری دارد؛ بنابراین ادعای نمونه‌گیری تصادفی ساده در سطح تمام معلمان باید با فهرست انتخاب افراد مستند شود. انتخاب شش مدرسه از هر یک از پنج ناحیه معرفی‌شده در پژوهش، بیش از آنکه با نمونه‌گیری تصادفی ساده از افراد سازگار باشد، به نمونه‌گیری مدرسه‌محور با توزیع جغرافیایی از پیش تعیین‌شده شباهت دارد. در منبع اولیه، احتمال انتخاب هر معلم درون مدرسه و نرخ پاسخ به تفکیک مدرسه ارائه نشده است؛ بنابراین نمی‌توان برآورد کرد نمونه تا چه اندازه نماینده تمامی معلمان

شهرستان بوده است. علاوه بر این، داده مدیر در سطح مدرسه و داده اشتیاق، حمایت و تدریس خلاق در سطح معلم سنجیده شده‌اند. هرگونه تکرار نمره مدیر برای معلمان یک مدرسه باید در محاسبه خطاهای استاندارد و طراحی تحلیل لحاظ شود. برچسب طرح در این مقاله بر مبنای واقعیت اجرایی گزارش شده اصلاح شده و از ادعای نمونه‌گیری تصادفی ساده در سطح فرد پرهیز شده است. برای پیمایش برخط، پیوند پرسشنامه‌ها در اختیار ۲۶۰ معلم و ۳۵ مدیر قرار گرفت. از ۲۹۵ پاسخ دریافتی، ۱۰ پاسخ معلمان و پنج پاسخ مدیران به دلیل نقص کنار گذاشته شد و در مجموع داده‌های ۲۵۰ معلم و ۳۰ مدیر باقی ماند. پرسشنامه سبک تصمیم‌گیری را مدیران و سه پرسشنامه دیگر را معلمان تکمیل کردند. بنابراین داده‌ها ماهیتی دوسطحی دارند: اطلاعات مربوط به مدیر در سطح مدرسه و اطلاعات مربوط به اشتیاق، حمایت و تدریس خلاق در سطح معلم قرار می‌گیرد.

با فرض اینکه مجموع ۲۶۰ معلم و ۳۵ مدیر دعوت شده همان گروه‌های واجد شرایط پاسخ‌گویی بوده باشند، تعداد پاسخ‌های قابل تحلیل برابر با ۲۵۰ و ۳۰ نفر است؛ با این حال این نسبت را نمی‌توان بدون دانستن شمار افراد دعوت شده اولیه و وضعیت عدم پاسخ‌گویی، «نرخ پاسخ» جامعه تلقی کرد. به‌ویژه روشن نیست که در هر مدرسه چند معلم واجد شرایط وجود داشته، کدام معلمان لینک را دریافت کرده و چه تعداد از مشارکت منصرف شده‌اند. چنین شفافیتی برای ارزیابی سوگیری انتخاب و قابلیت تعمیم ضروری است. همچنین انتخاب مدیران در ۳۰ مدرسه به معنای برخورداری از ۲۵۰ مشاهده مستقل برای سازه تصمیم‌گیری نیست؛ اطلاعات مستقل مربوط به مدیر عملاً در ۳۰ واحد مدیریتی گردآوری شده است.

ابزارهای پژوهش و پایایی

پرسشنامه تدریس خلاق هانگ و همکاران، دارای ۴۵ گویه با پاسخ‌های پنج‌درجه‌ای بود؛ هشت مؤلفه برای آن معرفی شده است. پرسشنامه سبک‌های تصمیم‌گیری اسکات و بروس شامل ۲۵ گویه در پنج خرده‌مقیاس منطقی، شهودی، وابسته، آنی و اجتنابی بود. مقیاس اشتیاق شغلی شافلی و همکاران با ۱۷ گویه و سه بعد نیرومندی، وقف‌شدگی و جذب به کار رفت. حمایت سازمانی ادراک شده با پرسشنامه برگرفته از آیزنبرگر و همکاران سنجیده شد؛ توصیف ابزارها علاوه بر تعداد گویه و ضریب آلفا، به انطباق دقیق نسخه پرسشنامه و دامنه نمره‌گذاری نیاز دارد. در پرسشنامه تدریس خلاق، سازه‌ای مرکب از ابعاد نگرشی، محیطی و کنشی به کار رفته است؛ از این رو همه امتیاز آن را نباید معادل مشاهده مستقیم کیفیت تدریس دانست.

ضرایب آلفای کرونباخ برای تدریس خلاق، سبک‌های تصمیم‌گیری، اشتیاق شغلی و حمایت سازمانی ادراک شده به ترتیب ۰٫۷۸، ۰٫۶۳، ۰٫۸۲ و ۰٫۸۰ گزارش شده‌اند. پایایی کل پرسشنامه سبک‌های تصمیم‌گیری با مقدار ۰٫۶۳ پایین‌تر از آستانه رایج ۰٫۷۰ است و گزارش جداگانه پایایی پنج خرده‌مقیاس، همراه با روایی همگرا و واگرا، برای داوری تخصصی مدل ضروری خواهد بود. در نسخه حاضر این اعداد به همان صورتی که در منبع ثبت شده‌اند گزارش می‌شوند و ضریب جدیدی برآورد نشده است.

آلفای ۰٫۶۳ برای مجموع گویه‌های تصمیم‌گیری به‌تنهایی داوری مطمئنی درباره پایایی پنج سبک متمایز ایجاد نمی‌کند؛ زیرا جمع‌زدن ابعاد ناهمگون می‌تواند معنای روان‌سنجی ضریب را تضعیف کند. آزمون مناسب‌تر، محاسبه ضریب پایایی هر خرده‌مقیاس و ارزیابی ساختار پنج‌عاملی با توجه به شمار واقعی مدیران است. برای پرسشنامه‌های دیگر نیز در صورت دسترسی به داده خام می‌توان شاخص‌های روایی همگرا و تمایزی، الگوی پاسخ‌های مفقود و سازگاری مقیاس‌های وارونه را سنجید.

جدول ۱. مشخصات ابزارهای مورد استفاده و ضرایب پایایی گزارش شده

آلفای کرونباخ	گویه	ابزار	سازه
۰٫۷۸	۴۵	هانگ و همکاران (۲۰۰۳)	تدریس خلاق
۰٫۶۳	۲۵	اسکات و بروس (۱۹۹۵)	سبک تصمیم‌گیری
۰٫۸۲	۱۷	شافلی و همکاران (۲۰۰۲)	اشتیاق شغلی
۰٫۸۰	نسخه اجرا شده نامشخص	آیزنبرگر و همکاران (۱۹۸۶)	حمایت سازمانی

گردآوری و تحلیل داده‌ها

داده‌ها پس از کسب مجوز دانشگاه و هماهنگی با اداره آموزش و پرورش، به صورت برخط جمع‌آوری شدند. در گزارش اصلی، علت انتخاب شیوه غیرحضوری محدودیت‌های ایمنی و اجرایی دوره گردآوری داده عنوان شده است. رضایت آگاهانه، داوطلبانه بودن حضور، محرمانگی اطلاعات و حق انصراف از مطالعه به شرکت‌کنندگان اعلام شد. تحلیل توصیفی با میانگین، انحراف معیار و فراوانی و تحلیل استنباطی با همبستگی پیرسون و مدل‌سازی معادلات ساختاری انجام شده است.

بر پایه راهنمای گزارش تحلیل میانجی‌گری، باید معلوم باشد متغیر مستقل، میانجی و پیامد در چه سطحی سنجیده شده‌اند، پیش‌فرض‌های مدل کدام‌اند و اثر مستقیم، غیرمستقیم و کل چگونه محاسبه و با چه فاصله اطمینانی گزارش شده است (لی و همکاران، ۲۰۲۱). برای نمونه، آزمون دوربین-واتسون که در منبع آمده است معمولاً ناظر به خودهمبستگی پیاپی باقیمانده‌هاست و مسئله همبستگی پاسخ معلمان درون یک مدرسه را برطرف نمی‌کند. مناسب است پس از دریافت داده‌ها، همبستگی درون‌خوشه‌ای محاسبه و نتایج دست‌کم با برآورد خطاهای معیار تصحیح‌شده در سطح مدرسه بررسی شوند؛ انتخاب مدل چندسطحی پیچیده نیز باید با تعداد ۳۰ خوشه و توان برآورد سازگار باشد.

یافته‌ها

توصیف نمونه و همبستگی‌ها

در نمونه نهایی، ۲۵۰ معلم و ۳۰ مدیر مشارکت داشتند. در جدول جمعیت‌شناختی، شمار زنان و مردان در میان معلمان به ترتیب ۱۵۷ و ۹۳ نفر و در میان مدیران ۱۸ و ۱۲ نفر گزارش شده است. همبستگی پیرسون آموزش خلاق‌مدار با سبک منطقی برابر با ۰٫۲۲۳، سبک اجتنابی -۰٫۴۸۱، سبک وابسته -۰٫۳۷۲ و سبک شهودی ۰٫۲۴۶ گزارش شده است. همچنین همبستگی آن با اشتیاق شغلی ۰٫۱۵۵ و حمایت سازمانی ادراک‌شده ۰٫۳۱۳ بوده است. این ضرایب باید به عنوان روابط دومتغیره مشاهده‌شده و نه اثرهای علی تعبیر شوند.

بازخوانی جدول جمعیت‌شناختی مستلزم تمایز میان فراوانی و درصد است. شمار ۱۵۷ معلم زن و ۹۳ معلم مرد بر مبنای کل ۲۵۰ نفر به ترتیب معادل ۶۲٫۸ و ۳۷٫۲ درصد است. در میان مدیران، ۱۸ زن و ۱۲ مرد به ترتیب ۶۰ و ۴۰ درصد از ۳۰ مدیر را تشکیل می‌دهند.

جدول ۲. همبستگی‌های گزارش‌شده با آموزش خلاق‌مدار

متغیر	ضریب پیرسون	سطح گزارش‌شده
سبک منطقی	۰٫۲۲۳	کمتر از ۰٫۰۱
سبک اجتنابی	-۰٫۴۸۱	کمتر از ۰٫۰۱
سبک وابسته	-۰٫۳۷۲	کمتر از ۰٫۰۱
سبک شهودی	۰٫۲۴۶	کمتر از ۰٫۰۱
اشتیاق شغلی	۰٫۱۵۵	کمتر از ۰٫۰۵
حمایت سازمانی ادراک‌شده	۰٫۳۱۳	کمتر از ۰٫۰۱

برازش مدل و مسیرهای مستقیم

نتایج حاصل از بررسی شاخص‌های برازش مدل نشان می‌دهد که مقدار آماره کای‌دو برابر با ۳۸۰٫۴۴۸ با ۹۶ درجه آزادی و نسبت کای‌دو به درجه آزادی معادل ۳٫۹۶۳ است. همچنین، مقادیر شاخص نیکویی برازش (۰٫۹۰۶)، شاخص برازش هنجار شده (۰٫۸۹۴)، شاخص برازش تطبیقی (۰٫۹۱۱) و ریشه میانگین مربعات خطای تقریب (۰٫۰۷۶) گزارش شده‌اند. ارزیابی توأمان این

شاخص‌ها بیانگر آن است که اگرچه برخی معیارهای برازش در محدوده قابل قبول قرار دارند، شواهد آماری برای تأیید برازش مطلوب و بی‌قیدوشرط مدل کافی نیست. به‌ویژه، مقدار شاخص برازش هنجار شده اندکی پایین‌تر از آستانه متعارف ۰٫۹۰ قرار گرفته و نسبت کای‌دو به درجه آزادی نیز ضرورت احتیاط در تفسیر کفایت مدل را برجسته می‌سازد. افزون بر این، بررسی سازگاری ریاضی میان مقدار کای‌دو، درجه آزادی، حجم نمونه و شاخص خطای تقریب، از الزامات اعتبارسنجی نتایج محسوب می‌شود؛ از این‌رو، ضروری است مقادیر گزارش شده با خروجی اصلی نرم‌افزار و مشخصات مدل برآورد شده مجدداً تطبیق داده شوند. بر این اساس، یافته‌های موجود صرفاً شواهد اولیه‌ای از برازش نسبتاً قابل قبول مدل ارائه می‌کنند و قضاوت نهایی درباره کفایت ساختار پیشنهادی، مستلزم تأیید صحت و سازگاری شاخص‌های آماری گزارش شده است.

در تفسیر شاخص‌های برازش، اتکای مکانیکی به یک حد آستانه توصیه نمی‌شود. ترکیب شاخص‌ها، مشخصات مدل اندازه‌گیری، شمار پارامترها، ساختار داده و حجم نمونه باید هم‌زمان ارزیابی شوند. در جدول، مقدار ۰٫۰۷۶ برای ریشه میانگین مربعات خطای تقریب در کنار کای‌دو ۳۸۰٫۴۴۸، درجه آزادی ۹۶ و نمونه تحلیلی معرفی شده پرسش‌برانگیز است و لازم است با خروجی اصلی نرم‌افزار تطبیق داده شود؛ در شرایط فعلی توصیف قطعی مدل به‌عنوان دارای «برازش عالی» مستند نیست. علاوه بر این، شاخص برازش هنجار شده ۰٫۸۹۴ کمتر از ۰٫۹۰ گزارش شده و باید بدون گرد کردن گزینشی تفسیر شود. شاخص تعیین ۰٫۳۰ نیز نشان‌دهنده سهم واریانس توضیح داده شده در تحلیل گزارش شده است، نه سهم علی متغیرها از رفتار آموزشی.

جدول ۳. شاخص‌های برازش مدل ساختاری

شاخص	χ^2	درجه آزادی	χ^2/df	GFI	NFI	CFI	RMSEA	R^2*
مقدار	۳۸۰٫۴۴۸	۹۶	۳٫۹۶۳	۰٫۹۰۶	۰٫۸۹۴	۰٫۹۱۱	۰٫۰۷۶	۰٫۳۰

در بخش مسیرهای مستقیم، ضرایب استاندارد گزارش شده برای سبک‌های منطقی و شهودی در ارتباط با تدریس خلاق مثبت و برای سبک‌های اجتنابی و وابسته منفی است. همچنین اشتیاق شغلی و حمایت سازمانی ادراک شده با آموزش خلاق مدار رابطه مستقیم مثبت نشان می‌دهند. در مسیرهای منتهی به حمایت سازمانی، سبک منطقی (۰٫۱۵۹)، سبک شهودی (۰٫۱۶۷) و اشتیاق شغلی (۰٫۴۵۲) دارای ضرایب مثبت و سبک اجتنابی (۰٫۵۷۱-) دارای ضریب منفی بوده‌اند؛ مسیر سبک وابسته به حمایت سازمانی (۰٫۰۹۸-) در جدول خروجی غیرمعنادار گزارش شده است.

جدول ۴. ضرایب مسیر مستقیم در مدل گزارش شده

مسیر	ضریب گزارش شده	مقدار p در منبع
از منطقی به تدریس خلاق	۰٫۳۸۸	۰٫۰۰۱
از اجتنابی به تدریس خلاق	-۰٫۴۴۱	۰٫۰۰۱
از وابسته به تدریس خلاق	-۰٫۱۸۱	۰٫۰۳۹
از شهودی به تدریس خلاق	۰٫۲۴۶	۰٫۰۴۰
از اشتیاق به تدریس خلاق	۰٫۱۵۸	۰٫۰۰۱
از حمایت به تدریس خلاق	۰٫۳۱۱	۰٫۰۰۱
از منطقی به حمایت	۰٫۱۵۹	۰٫۰۲۶
از اجتنابی به حمایت	-۰٫۵۷۱	۰٫۰۳۱
از وابسته به حمایت	-۰٫۰۹۸	۰٫۲۵۶
از شهودی به حمایت	۰٫۱۶۷	۰٫۰۰۱

مسیر	ضریب گزارش شده	مقدار p در منبع
از اشتیاق به حمایت	۰,۴۵۲	۰,۰۰۱

آزمون نقش میانجی حمایت سازمانی

برای سبک منطقی، اجتنابی، شهودی و اشتیاق شغلی نقش میانجی حمایت سازمانی ادراک شده تأیید و برای سبک وابسته رد شده است. باین حال، هنگام مقابله ستون‌های خروجی، ناسازگاری‌هایی دیده می‌شود: برای مسیر وابسته، حد پایین و بالای بوت‌استرپ هر دو منفی و درعین حال مقدار احتمال ۰,۲۷۶ گزارش شده است؛ همچنین برخی اثرهای کل با حاصل جمع اثر مستقیم و غیرمستقیم منطبق نیستند. سنجش اثر غیرمستقیم در مدل خطی با مسیرهای سازگار، مستلزم انطباق اثر گزارش شده با حاصل ضرب ضرایب مسیر نخست و دوم بر یک مقیاس واحد است. برخی اثرهای غیرمستقیم با چنین رابطه‌ای سازگار نیستند و احتمال مخلوط شدن مقادیر استاندارد و غیراستاندارد یا خطای انتقال جدول مطرح است. برای اشتیاق شغلی، اثر مستقیم ۰,۱۵۸ و غیرمستقیم ۰,۱۲۶ گزارش شده، ولی اثر کل ۰,۵۷۸ ثبت شده است؛ جمع دو مقدار نخست ۰,۲۸۴ می‌شود. در مسیر سبک وابسته نیز بازه اطمینان گزارش شده کاملاً در ناحیه منفی قرار دارد، حال آنکه سطح احتمال ۰,۲۷۶ و نتیجه غیرمعنادار است.

تنها چهار سبک منطقی، شهودی، وابسته و اجتنابی در خروجی نهایی دیده می‌شوند؛ درحالی‌که ابزار پنج سبک از جمله آنی را اندازه‌گیری کرده است. بدون دانستن اینکه سبک آنی به دلیل مبانی نظری، هم‌خطی، مشکلات برآورد یا تصمیم پسینی حذف شده، نتایج را نمی‌توان به «مجموعه کامل سبک‌های تصمیم‌گیری» تعمیم داد. پیشنهاد تحلیل حساسیت آن است که پس از بازاجرای مدل اصلی، نسخه‌ای با پنج سبک و نسخه‌ای با چهار سبک بر مبنای معیارهای یکسان برازش و پایداری مسیرها مقایسه شوند. گزارش هر تغییری باید همراه با شواهد و توضیح روشن صورت گیرد و فرضیه جدید پس از مشاهده داده‌ها به‌عنوان فرضیه از پیش ثبت‌شده معرفی نشود.

جدول ۵. اثرهای غیرمستقیم گزارش شده از مسیر حمایت سازمانی

پیش‌بین	اثر غیرمستقیم	p گزارش شده	* نتیجه
سبک منطقی	۰,۱۴۳	۰,۰۱۷	*تأیید
سبک اجتنابی	-۰,۱۳۲	۰,۰۰۱	*تأیید
سبک وابسته	-۰,۰۶۳	۰,۲۷۶	*رد
سبک شهودی	۰,۱۱۸	۰,۰۰۹	*تأیید
اشتیاق شغلی	۰,۱۲۶	۰,۰۱۴	*تأیید

بحث و تفسیر یافته‌ها

نخستین الگوی قابل توجه در یافته‌های پژوهش، تفاوت جهت رابطه سبک‌های تصمیم‌گیری با تدریس خلاق است. ارتباط مثبت سبک منطقی با آموزش خلاق مدار می‌تواند با اهمیت تصمیم‌گیری شفاف، استفاده از شواهد و پاسخ‌گویی به مسائل مدرسه سازگار باشد. هنگامی که معلم منطق تخصیص منابع و علت تغییر برنامه‌ها را درک کند، برنامه‌ریزی برای اجرای ایده جدید احتمالاً با ابهام کمتری همراه خواهد بود. یافته مثبت سبک شهودی نیز ممکن است به ظرفیت قضاوت موقعیتی مدیران باتجربه اشاره کند؛ به‌خصوص در موقعیت‌هایی که همه اطلاعات از پیش قابل گردآوری نیست. باین حال، نباید از رابطه مثبت گزارش شده نتیجه گرفت هر تصمیم شهودی مناسب یا جانشین بررسی شواهد است. پژوهش ابراهیمی و همکاران (۲۰۲۵) در سازمان‌های غیردرسی نیز بین سبک‌های عقلانی و شهودی و رفتار کاری نوآورانه رابطه مثبت گزارش کرده است؛ این همگرایی تبیینی مفید است، ولی تفاوت زمینه و نوع پیامد باید لحاظ شود.

توضیح نظری برای پیوند سبک منطقی با خلاقیت، از کانال «کاهش عدم قطعیت سازمانی» قابل صورت‌بندی است. وقتی مدیر مسئله را صورت‌بندی می‌کند، معیار تصمیم را آشکار می‌سازد و برای انتخاب خود استدلال دارد، معلم می‌تواند هزینه زمانی و اداری یک فعالیت تازه را پیش‌بینی کند. این پیش‌بینی‌پذیری ممکن است آمادگی برای طراحی آزمایش آموزشی را افزایش دهد. درعین حال، تبیین مزبور در داده‌های حاضر مستقیماً اندازه‌گیری نشده است و باید به عنوان سازوکار پیشنهادی باقی بماند. مطابق مطالعه ابراهیمی و همکاران (۲۰۲۵)، سبک تصمیم‌گیری و رفتار نوآورانه در محیط‌های مدیریتی با یکدیگر مرتبط‌اند، اما تفاوت میان نوآوری مدیریتی و نوآوری آموزشی ایجاب می‌کند از تعمیم بی‌قید یافته‌ها اجتناب شود.

یافته‌های منفی سبک اجتنابی و وابسته از منظر کیفیت مدیریت آموزشی قابل تأمل‌اند. سبک اجتنابی ممکن است به تعویق در رسیدگی به مسائل کلاس، فقدان حمایت به موقع و کاهش قابلیت پیش‌بینی تصمیم‌های مدرسه منجر شود. چنین فضایی می‌تواند معلم را به انتخاب شیوه‌های کم‌خطر و تکراری سوق دهد. درباره سبک وابسته، مرزبندی میان مشورت‌سازنده با دیگران و واگذاری مسئولیت تصمیم ضروری است؛ زیرا مشارکت‌جویی مدیر، ذاتاً نشانه ضعف تصمیم‌گیری نیست. پژوهش هوسنی و العتیبی (۲۰۲۴) در زمینه مدیران پرستاری نیز ارتباط منفی سبک‌های وابسته و اجتنابی با خلاقیت را گزارش کرده است. این شباهت، فرضیه‌ای برای پژوهش‌های مقایسه‌ای فراهم می‌سازد، نه مجوز تعمیم قطعی از یک حرفه به حرفه دیگر.

یافته سبک اجتنابی می‌تواند از طریق زمان‌مندی تصمیم‌های مدرسه نیز تفسیر شود. بسیاری از اقدام‌های خلاق در یک بازه محدود، مانند دوره اجرای یک درس یا فصل ارزشیابی، امکان تحقق دارند. اگر تصمیم درباره مجوز استفاده از کارگاه، تغییر زمان‌بندی یا رفع مانع اجرایی به تعویق بیفتد، فرصت اقدام ممکن است حتی بدون مخالفت آشکار از دست برود. باین حال، سبک وابسته به‌ویژه نیازمند خوانشی محتاطانه‌تر است؛ زیرا اتکا به دیگران گاهی نشانه ضعف استقلال تصمیم و گاهی شکل معتبر کار جمعی است. پرسشنامه به‌تنهایی کیفیت مشورت یا جایگاه تخصصی فرد مشورت‌دهنده را روشن نمی‌کند؛ از این رو نباید از یک رابطه منفی گزارش‌شده، توصیه به حذف مشارکت در تصمیم‌گیری مدرسه استخراج کرد.

رابطه مثبت اشتیاق شغلی با آموزش خلاق مدار از منظر سرمایه‌گذاری روانی در کار قابل توضیح است. طراحی آموزش خلاق مستلزم جست‌وجوی ایده، اصلاح فعالیت‌ها، تحمل شکست‌های اولیه و بازاندیشی در تجربه تدریس است. معلمانی که با کار خود پیوند انگیزشی قوی‌تری دارند، ممکن است تمایل بیشتری برای چنین تلاشی نشان دهند. باین حال، ضریب مستقیم ۰٫۱۵۸ در مدل گزارش‌شده نشان می‌دهد که اهمیت اشتیاق را نباید به تنهایی بزرگ‌نمایی کرد. مطالعات مربوط به اشتیاق شغلی و منابع کار نیز بر ضرورت در نظر گرفتن محیط سازمانی در کنار انگیزش شخصی تأکید دارند (شافلی و باکر، ۲۰۰۴؛ باکر و آلبرشت، ۲۰۱۸). از منظر سیاست‌گذاری مدرسه، تشویق معلم به خلاقیت بدون فراهم کردن زمان، مواد آموزشی و حمایت مدیریتی ممکن است به مطالبه‌ای نامتوازن تبدیل شود.

رابطه اشتیاق شغلی با تدریس خلاق در کنار فرضیه‌های رقیب معنا پیدا می‌کند. معلمان مشتاق ممکن است نوآوری کنند؛ در مقابل، تجربه موفق از تدریس خلاق نیز می‌تواند احساس کفایت و اشتیاق آنان را تقویت کند. همچنین احتمال دارد مدیران حمایتگر به‌طور هم‌زمان فرصت تدریس نو و منابع انگیزشی فراهم سازند و در نتیجه همبستگی این متغیرها بدون مسیر یک‌سویه مستقیم به وجود آید. یافته گوان و همکاران (۲۰۲۵) در آموزش فراگیر و یافته یان و همکاران (۲۰۲۵) در مراکز پیش‌دبستانی از اهمیت ارتباط منابع سازمانی و اشتیاق پشتیبانی می‌کنند؛ باین حال بافت و ترتیب متغیرهای آن‌ها با پژوهش حاضر کاملاً یکسان نیست. این تفاوت باید در مقایسه مطالعات برجسته بماند.

حمایت سازمانی ادراک‌شده در مدل تحقیق با آموزش خلاق مدار رابطه مستقیم مثبت دارد. از منظر نظریه حمایت سازمانی، پیام‌های رفتاری مدیران درباره ارزشمندی مشارکت معلم می‌تواند تجربه اعتماد، تعلق و آمادگی برای مشارکت داوطلبانه را شکل دهد (آیزنبرگر و همکاران، ۱۹۸۶؛ کرتسیس و همکاران، ۲۰۱۷). در سطح عملی، حمایت سازمانی فقط به تشویق کلامی محدود نیست و باید در دسترسی به منابع، انصاف در توزیع کار، امکان گفت‌وگو درباره ایده‌های تازه، پاسخ‌گویی به مسائل حرفه‌ای و حمایت

از یادگیری از خطا نمود پیدا کند. در پژوهش‌های داخلی نیز پیوند حمایت ادراک‌شده با اشتیاق کاری و رفتارهای مثبت سازمانی مورد توجه قرار گرفته است (حیاوی و کرمی، ۱۴۰۱؛ نداف و همکاران، ۱۴۰۳).

اگر هدف سیاست‌گذاری افزایش تدریس خلاق باشد، «ادراک حمایت» باید به مجموعه‌ای از رویه‌های واقعی ترجمه شود. دسترسی عادلانه به امکانات، بازخورد غیرتنبیهی درباره طرح درس، زمان معین برای همکاری حرفه‌ای، پشتیبانی از درس‌پژوهی و امکان اصلاح فعالیت پس از اجرای ناموفق نمونه‌هایی از این رویه‌ها هستند. حتی این اقدام‌ها نیز باید براساس نیاز مدارس ارزیابی شوند؛ زیرا ممکن است معلمان در یک مدرسه کمبود ابزار و در مدرسه دیگر کمبود اختیار حرفه‌ای را مانع اصلی بدانند. بر همین مبنا، توصیه مقاله به مدرسه صرفاً افزایش امتیاز یک پرسشنامه نیست، بلکه ساختن شرایط عینی حمایت و سنجش اینکه آیا معلمان واقعاً آن را تجربه می‌کنند است.

نقش میانجی گزارش‌شده برای حمایت سازمانی نشان می‌دهد رابطه عوامل مدیریتی و انگیزشی با آموزش خلاق مدار ممکن است صرفاً مستقیم نباشد. از نظر تبیینی، یک مدیر منطقی یا پاسخ‌گو می‌تواند محیطی پیش‌بینی‌پذیرتر پدید آورد و معلم از خلال آن حمایت بیشتری احساس کند. در سوی دیگر، معلم مشتاق ممکن است فرصت‌های حمایتی موجود را بهتر شناسایی یا فعالانه‌تر از آن‌ها استفاده کند. این توصیف، یکی از صورت‌بندی‌های ممکن از داده‌هاست؛ مطالعه حاضر نه ترتیب زمانی سنجش‌ها را معلوم کرده و نه متغیرهای رقیب، مانند کیفیت رهبری آموزشی، سرمایه روان‌شناختی یا اقلیم مشارکت را به‌طور جامع کنترل کرده است. بنابراین تعبیر میانجی‌گری صرفاً در حدود مدل مقطعی آزمون‌شده مجاز است. شواهد پژوهش جو و همکاران (۲۰۲۳) درباره رابطه رهبری توانمندساز، اشتیاق و خلاقیت نیز تأکید می‌کند که روابط انگیزشی و سازمانی اغلب از چند مسیر به‌هم‌پیوسته قابل مطالعه‌اند.

رد نقش میانجی برای سبک وابسته در نتیجه‌گیری ممکن است به این معنا باشد که با کنترل سایر متغیرها، مسیر فرض‌شده از سبک وابسته به حمایت، شواهد آماری کافی نداشته است. با وجود این، ناسازگاری مقدار احتمال و حدود بوت‌استرپ در جدول اصلی اجازه داوری نهایی را نمی‌دهد. به همین ترتیب، تأیید سایر مسیرهای غیرمستقیم تا قبل از روشن‌شدن نوع ضرایب، محاسبات اثر کل و سطح اطمینان بازنمونه‌گیری باید موقتی تلقی شود. این احتیاط، نقطه ضعف نگارشی نیست؛ بلکه شرط اساسی تمایز میان بازنویسی امینانه داده و استنباط معتبر است.

از منظر روش‌شناختی، مهم‌ترین محدودیت برای تفسیر ضرایب، آرایش چندسطحی نمونه است. ۲۵۰ معلم در ۳۰ مدرسه گروه‌بندی شده‌اند و داده سبک تصمیم‌گیری هر مدیر بالقوه به چند معلم در همان مدرسه نسبت داده می‌شود. اگر همه پاسخ‌های معلمان به‌صورت مستقل وارد مدل تک‌سطحی شده باشند، وابستگی مشاهده‌ها می‌تواند بر خطاهای معیار و سطوح معناداری اثر بگذارد. به همین دلیل، در نسخه بازتحلیل‌شده بهتر است شناسه مدرسه و همبستگی درون‌گروهی بررسی و سپس از مدل چندسطحی یا خطاهای معیار خوشه‌تصحیح‌شده استفاده شود. با ۳۰ خوشه، ارزیابی پایداری برآوردهای سطح مدرسه نیز لازم است. بنابراین پیام سیاستی این مطالعه باید در حد «اولویت‌های قابل آزمون» باقی بماند، نه توصیه قطعی برای گزینش مدیران بر اساس یک نمره پرسشنامه.

از سوی دیگر، گردآوری هم‌زمان همه مقیاس‌های معلمی با پرسشنامه برخاط احتمال همبستگی ناشی از شیوه مشترک اندازه‌گیری، مطلوبیت اجتماعی و حالت عاطفی زمان پاسخ‌گویی را مطرح می‌کند. سبک تصمیم‌گیری توسط مدیر گزارش شده و به همین دلیل از منبع متفاوتی می‌آید؛ باین حال چنانچه نمره هر مدیر برای چند معلم تکرار شده باشد، دو منبع داده لزوماً به استقلال آماری نمی‌انجامند. در بازتحلیل باید ساختار داده‌های تو در تو، نسبت واریانس بین مدارس و درون مدارس، و تغییر معناداری مسیرها پس از تصحیح خوشه‌ای گزارش شود. یافته‌های مقطعی حتی با شاخص برازش مناسب نیز از اثبات ترتیب زمانی یا حذف عوامل مخدوش‌کننده پشتیبانی نمی‌کنند (مکسول و همکاران، ۲۰۱۱؛ لی و همکاران، ۲۰۲۱).

نتیجه‌گیری و دلالت‌های کاربردی

مقاله حاضر بنشان می‌دهد که آموزش خلاق مدار معلمان ابتدایی با مجموعه‌ای از ویژگی‌های مدیریتی، انگیزشی و سازمانی رابطه دارد. در مدل ثبت‌شده، سبک‌های تصمیم‌گیری منطقی و شهودی با آموزش خلاق مدار رابطه مثبت و سبک‌های اجتنابی و وابسته با آن رابطه منفی داشته‌اند. اشتیاق شغلی و حمایت سازمانی ادراک‌شده نیز روابط مثبت مستقیم نشان داده‌اند و مدل گزارش‌شده ۳۰ درصد از واریانس متغیر وابسته را تبیین کرده است. بنابراین یک تبیین مناسب آن است که خلاقیت تدریس در خلأ و صرفاً در سطح ویژگی‌های فردی معلم شکل نمی‌گیرد، بلکه به کیفیت محیط کار و نحوه مواجهه مدیر مدرسه با مسائل حرفه‌ای نیز وابسته است. بر این اساس، برنامه‌های بهسازی مدرسه می‌توانند بر سه محور قابل سنجش متمرکز شوند: تقویت تصمیم‌گیری مبتنی بر شواهد و گفت‌وگوی حرفه‌ای مدیران؛ فراهم کردن منابع و حمایت عینی برای آزمون روش‌های تازه آموزشی؛ و ایجاد فرصت‌های رشد حرفه‌ای که به حفظ اشتیاق معلمان کمک کند. پیشنهاد می‌شود این اقدام‌ها به صورت برنامه‌های کوچک آزمایشی همراه با سنجش پیش‌آزمون و پس‌آزمون، مشاهده کلاس درس و شاخص‌های عملکرد واقعی اجرا شوند تا از وابستگی کامل به خودگزارشی کاسته شود. باین حال، هیچ‌یک از این پیشنهادها از داده مقطعی حاضر به تنهایی به عنوان رابطه علی اثبات شده استنتاج نمی‌شود. اجرای این دلالت‌ها در سطح مدرسه می‌تواند به شکل چرخه‌های کوتاه بهبود سازمان یابد. در گام نخست، گروه آموزشی مسئله‌ای مشخص، مانند افت مشارکت دانش‌آموزان در فعالیت حل مسئله، را شناسایی کند. در گام دوم، مدیر با مشارکت معلمان معیارهای انتخاب راهبرد را روشن سازد و حمایت مورد نیاز برای اجرای آزمایشی را تعیین کند. در گام سوم، طرح اجراشده با مشاهده کلاس، نمونه تکلیف دانش‌آموز و بازخورد همکاران بررسی شود. در گام چهارم، تصمیم درباره استمرار یا اصلاح برنامه با استناد به شواهد گرفته شود. این چارچوب یک توصیه مبتنی بر تفسیر یافته‌هاست و اثربخشی آن در نمونه پژوهش حاضر به صورت آزمایشی آزمون نشده است.

محدودیت‌ها و پیشنهاد برای پژوهش‌های آینده

محدودیت نخست، مقطعی بودن پژوهش و اتکای هم‌زمان به مقیاس‌های خودگزارشی است؛ در چنین وضعیتی هم جهت‌داری روابط و هم احتمال سوگیری روش مشترک باید مدنظر قرار گیرد. محدودیت دوم، تمرکز بر یک منطقه و حضور تنها ۳۰ مدیر در سطح مدرسه است که تعمیم یافته‌ها را محدود می‌کند. محدودیت سوم، گزارش‌نشدن شاخص‌های روایی تفکیکی سازه‌ها، ضرایب پایایی جداگانه خرده‌مقیاس‌های سبک تصمیم‌گیری و شیوه‌نهایی اتصال داده‌های مدیر و معلم است. محدودیت چهارم، درج‌نشدن سبک تصمیم‌گیری آنی در مدل خروجی، درحالی‌که در پرسشنامه گردآوری شده است. پنجم، چند ناسازگاری در خروجی‌های اثر غیرمستقیم، جمع اثرها، شاخص برازش و درصد‌های جمعیت‌شناختی نیازمند مقابله مستقیم با فایل داده‌ها و خروجی نرم‌افزار است. برای پژوهش‌های بعدی، طراحی طولی در چند مرحله، نمونه‌گیری از مدارس مناطق مختلف، ثبت شناسه مدرسه، آزمون ساختار عاملی ابزارها و مدل‌سازی با در نظر گرفتن خوشه‌بندی توصیه می‌شود. همچنین می‌توان رفتار خلاق معلم را با مشاهده مستقل کلاس، ارزیابی طرح درس و داوری چندمنبعی سنجید و نقش متغیرهای رقیب مانند خودکارآمدی خلاق، امنیت روان‌شناختی، استقلال حرفه‌ای و اقلیم یادگیری مدرسه را آزمود. بازتحلیل داده‌های موجود با شفاف‌سازی مقیاس ضرایب و ارائه فاصله‌های اطمینان سازگار، نخستین گام ضروری پیش از ارسال نسخه نهایی به مجله است.

برای ارتقای قابلیت انتشار، یک برنامه بازتحلیل حداقلی پیشنهاد می‌شود: ابتدا فایل داده‌ها با شناسه مدرسه و پرسشنامه‌های نسخه اجراشده کنترل گردد؛ سپس قواعد ورود، حذف و نمره‌گذاری ثبت شود و پایایی هر خرده‌مقیاس به طور مستقل محاسبه گردد. در مرحله بعد، مدل اندازه‌گیری و مدل ساختاری با تعریف شفاف نوع ضریب و روش برآورد بررسی شود. فاصله اطمینان اثرهای غیرمستقیم باید با بوت‌استرپ سازگار با ساختار خوشه‌ای یا روشی مناسب‌تر محاسبه و همراه شمار تکرارها گزارش شود. در نهایت، تحلیل حساسیت شامل سبک آنی، آزمون‌های مدل رقیب و ارزیابی پایایی نتایج نسبت به مدرسه انجام گیرد. این موارد توصیه‌های اصلاحی‌اند و به اشتباه نباید در بخش روش به عنوان تحلیل‌هایی که قبلاً اجرا شده‌اند ذکر شوند.

منابع

- آهنگ، فرحنا، غفاری، حسن و شایانی، مرتضی. (۱۳۹۹). رابطه میان حمایت سازمانی ادراک‌شده و خلاقیت کارکنان با توجه به نقش میانجی تاب‌آوری. رویش روان‌شناسی، ۹(۵)، ۷۱-۸۲.
- باقری، سمیه، غفارنیا، رضا، صدر، آمنه و طاهرزاده، سجاد. (۱۴۰۱). رابطه فرحبخشی در کار و اشتیاق شغلی با میزان خلاقیت کاری معلمان مقطع ابتدایی شهر ایلام. پژوهش در آموزش ابتدایی، ۴(۷)، ۴۷-۶۰.
- حیای، غزاله و کرمی، جهانگیر. (۱۴۰۱). اثر حمایت سازمانی ادراک‌شده بر اشتیاق شغلی و رفتار مدنی سازمانی با میانجی‌گری سرمایه‌های روان‌شناختی. مطالعات روان‌شناسی صنعتی و سازمانی، ۹(۱)، ۸۳-۱۰۲.
- جلیلیان، سهیلا، نجاتی، وجیهه و عظیم‌پور، احسان. (۱۴۰۱). نقش تعهد شغلی، خودکارآمدی خلاق و توانمندسازی روان‌شناختی در پیش‌بینی تدریس خلاق معلمان. پژوهش‌های تربیتی، ۲(۴)، ۶۵-۸۲.
- ستوده، سمیه، دستوری، لیلی و نیک‌منش، نسرين. (۱۴۰۳). شناسایی عوامل مؤثر بر اشتیاق شغلی معلمان دوره ابتدایی. رویکردهای پژوهشی نوین مدیریت و حسابداری، ۸(۳۱)، ۱۳۲۲-۱۳۳۳.
- نداف، مهدی، ارشاد، حسین، رحیمی، فرج‌الله و محمدی، سارا. (۱۴۰۳). تأثیر حمایت سازمانی ادراک‌شده بر ماندگاری کارکنان با نقش واسطه‌ای تبادل رهبر-عضو، وابستگی کاری خلاقانه و احساس انرژی. مطالعات روان‌شناسی صنعتی و سازمانی، ۱۲(۱)، ۴۹-۶۶.
- هومن، حیدرعلی، وطن‌خواه، حمیدرضا و احمدی سرتختی، عمادالدین. (۱۳۸۹). ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه تدریس خلاقانه در معلمان. تحقیقات روان‌شناختی، ۲(۷)، ۷۷-۹۰.
- Bakker, A. B., & Albrecht, S. L. (۲۰۱۸). Work engagement: Current trends. Career Development International, ۲۳(۱), ۴-۱۱.
- Bakker, A. B., & Demerouti, E. (۲۰۰۸). Towards a model of work engagement. Career Development International, ۱۳(۳), ۲۰۹-۲۲۳.
- Bonaiuto, F., Fantinelli, S., Milani, A., Cortini, M., Vitiello, M. C., & Bonaiuto, M. (۲۰۲۲). Perceived organizational support and work engagement: The role of psychosocial variables. Journal of Workplace Learning, ۳۴(۵), ۴۱۸-۴۳۶.
- Cropanzano, R., & Mitchell, M. S. (۲۰۰۵). Social exchange theory: An interdisciplinary review. Journal of Management, ۳۱(۶), ۸۷۴-۹۰۰.
- Darling-Hammond, L., Flook, L., Cook-Harvey, C., Barron, B., & Osher, D. (۲۰۲۰). Implications for educational practice of the science of learning and development. Applied Developmental Science, ۲۴(۲), ۹۷-۱۴۰.
- Davies, D., Jindal-Snape, D., Collier, C., Digby, R., Hay, P., & Howe, A. (۲۰۱۳). Creative learning environments in education—A systematic literature review. Thinking Skills and Creativity, ۸, ۸۰-۹۱.
- Eisenberger, R., Huntington, R., Hutchison, S., & Sowa, D. (۱۹۸۶). Perceived organizational support. Journal of Applied Psychology, ۷۱(۳), ۵۰۰-۵۰۷.
- Guan, W., Cheng, Y., Wu, T., Liu, J., & Xie, Z. (۲۰۲۵). The influence of perceived organisational support on work engagement amongst Chinese inclusive education teachers: A chain mediation of psychological empowerment and attitudes toward inclusive education. European Journal of Education, ۶۰(۱), e۱۲۸۵۶.

- Henriksen, D., Mishra, P., & Mehta, R. (۲۰۱۸). Creativity and the contemporary teacher: An examination of policy and practice in education. *Teachers College Record*, ۱۲۰(۷), ۱-۳۰.
- Hossny, E. K., & Alotaibi, H. S. (۲۰۲۴). Relationship between dominant decision-making style and creativity of nursing managers: A cross-sectional study. *BMC Nursing*, ۲۳, Article ۸۲۹.
- Ibrahimi, Q., Berisha, G., Krasniqi, B., & Ramosaj, B. (۲۰۲۵). Behaving with style: Investigating the influence of decision-making styles on the innovative work behavior of managers. *Journal of Organizational Effectiveness: People and Performance*, ۱۲(۴), ۹۳۹-۹۶۰.
- Joo, B.-K., Yim, J.-H., Jin, Y.-S., & Han, S.-J. (۲۰۲۳). Empowering leadership and employee creativity: The mediating roles of work engagement and knowledge sharing. *European Journal of Training and Development*, ۴۷(۹), ۸۸۱-۸۹۹.
- Kurtessis, J. N., Eisenberger, R., Ford, M. T., Buffardi, L. C., Stewart, K. A., & Adis, C. S. (۲۰۱۷). Perceived organizational support: A meta-analytic evaluation of organizational support theory. *Journal of Management*, ۴۳(۶), ۱۸۵۴-۱۸۸۴.
- Lee, H., Cashin, A. G., Lamb, S. E., et al. (۲۰۲۱). A guideline for reporting mediation analyses of randomized trials and observational studies: The AGRReMA statement. *JAMA*, ۳۲۶(۱۱), ۱۰۴۵-۱۰۵۶.
- Maxwell, S. E., & Cole, D. A. (۲۰۰۷). Bias in cross-sectional analyses of longitudinal mediation. *Psychological Methods*, ۱۲(۱), ۲۳-۴۴.
- Maxwell, S. E., Cole, D. A., & Mitchell, M. A. (۲۰۱۱). Bias in cross-sectional analyses of longitudinal mediation: Partial and complete mediation under an autoregressive model. *Multivariate Behavioral Research*, ۴۶(۵), ۸۱۶-۸۴۱.
- Rhoades, L., & Eisenberger, R. (۲۰۰۲). Perceived organizational support: A review of the literature. *Journal of Applied Psychology*, ۸۷(۴), ۶۹۸-۷۱۴.
- Schaufeli, W. B., & Bakker, A. B. (۲۰۰۴). Job demands, job resources, and their relationship with burnout and engagement: A multi-sample study. *Journal of Organizational Behavior*, ۲۵(۳), ۲۹۳-۳۱۵.
- Schaufeli, W. B., Salanova, M., González-Romá, V., & Bakker, A. B. (۲۰۰۲). The measurement of engagement and burnout: A two-sample confirmatory factor analytic approach. *Journal of Happiness Studies*, ۳(۱), ۷۱-۹۲.
- Scott, S. G., & Bruce, R. A. (۱۹۹۵). Decision-making style: The development and assessment of a new measure. *Educational and Psychological Measurement*, ۵۵(۵), ۸۱۸-۸۳۱.
- Soh, K. (۲۰۱۷). Fostering student creativity through teacher behaviors. *Thinking Skills and Creativity*, ۲۳, ۵۸-۶۶.
- Yan, Z., Lin, W., & Wang, Z. (۲۰۲۵). Kindergarten principals' ethical leadership and teachers' work engagement: The chain-mediating role of perceived organizational support and voice behavior. *European Journal of Education*, ۶۰(۱), e۷۰۰۱۱.