



عنوان: مدل علی عملکرد شغلی بر اساس هوش معنوی و خودکارآمدی شغلی با نقش واسطه‌ای اشتیاق شغلی مدیران مدارس

عابدین دارابی عمارتی^۱، کیهان نجفی^۲

اطلاعات مربوط به

مقاله

چکیده

زمینه و هدف: عملکرد شغلی از مهم‌ترین مؤلفه‌های موفقیت سازمان‌ها محسوب می‌شود به همین خاطر مدیران توجه ویژه‌ای به این موضوع دارند. هدف این پژوهش بررسی میزان تأثیر هوش معنوی و خودکارآمدی شغلی بر عملکرد شغلی با نقش واسطه‌ای اشتیاق شغلی بود. روش پژوهش: پژوهش حاضر به لحاظ هدف جزو تحقیقات کاربردی و از لحاظ روش گردآوری داده‌ها توصیفی از نوع همبستگی است. جامعه آماری را کلیه مدیران مدارس پسرانه دولتی مقطع ابتدایی شهرستان کرمانشاه به تعداد ۹۰ نفر در سال تحصیلی ۱۴۰۰-۱۴۰۱ تشکیل می‌دهد که طبق جدول مورگان ۷۳ نفر به روش نمونه‌گیری تصادفی ساده انتخاب شد. ابزار اندازه‌گیری داده‌ها پرسش‌نامه‌های استاندارد بود. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از شاخص‌های آمار توصیفی و آمار استنباطی: تحلیل عامل تائیدی، تحلیل مسیر و از مدل‌سازی معادلات ساختاری با رویکرد حداقل مربعات جزئی (PLS) با استفاده از نرم‌افزار smart PLS استفاده شد. هوش معنوی، یافته‌ها: طبق نتایج همه فرضیه‌های مطرح‌شده در پژوهش تأیید شد. نتیجه‌گیری: به‌طور کلی نتیجه می‌شود مدل علی عملکرد شغلی بر اساس هوش معنوی و خودکارآمدی شغلی با نقش واسطه‌ای اشتیاق شغلی با مدل تجربی برازش شغلی دارد.

کلید واژگان

هوش معنوی، خودکارآمدی شغلی، عملکرد شغلی، اشتیاق شغلی

^۱ نویسنده مسئول، استادیار گروه علوم تربیتی، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران، a.darabi@pnu.ac.ir

^۲ دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران

مقدمه

مدیران سازمان‌ها و مهارت‌های آن‌ها، دارایی نامشهود هر سازمانی است که موفقیت و عدم موفقیت آن سازمان در گرو آن‌ها است (چرخاب و همکاران، ۱۳۹۹). از میان انواع مدیریت، با ظرافت‌ترین، مهم‌ترین و اثرگذارترین نوع مدیریت، مربوط به مدیریت مدارس است. چراکه موضوع آن، انسان می‌باشد؛ انسانی که از ابعاد مختلف، از قبیل جسمی، عقلی، اجتماعی و عاطفی نیاز به تعالی دارد. در راستای اهمیت جایگاه مدیران مدارس، تأثیرات آن‌ها بر کیفیت رشد و موفقیت دانش‌آموزان موردبررسی قرار گرفته است و شواهد بیانگر این است که حدود نود و سه درصد از دانش‌آموزانی که تحصیلات خود را در مدارس گذرانده‌اند که مدیران با عملکرد خوب در آن‌ها حضور داشته‌اند، توانسته‌اند نتایج موفقیت‌آمیز و رضایت‌بخشی را کسب کنند و در عین حال مدیران با عملکرد ضعیف تنها یک درصد از دانش‌آموزان‌شان موفقیت کسب کرده‌اند (هریس^۱ و همکاران، ۲۰۲۰). عملکرد شغلی جزء مهم‌ترین مؤلفه‌های مؤثر در سازمان‌ها است و دارای قدرت و اثرگذاری در جهت ایجاد ارزش و مزیت رقابتی در سازمان‌های امروزی است و همچنین به دلیل اهمیت جایگاه مدیران و سرپرستان سازمان‌ها به عنوان افراد مهمی که قادر می‌باشند هدف‌های موجود در سازمان را به بهترین نحو در بهترین جایگاه تحت تأثیر قرار بدهند عملکرد شغلی مدیران همیشه مورد توجه ویژه محققان بوده است (دهقانی فیروزآبادی، ۱۳۹۹) در زمینه‌ی موفقیت و عدم موفقیت عملکرد شغلی مدیران مدارس، عوامل و شرایطی دخیل هستند نظیر سرمایه‌های روان‌شناختی شخصی که مسئولیت مدیریت را بر عهده دارد. از جمله‌ی این سرمایه‌های روان‌شناختی می‌توان به هوش معنوی و خودکارآمدی شغلی اشاره کرد؛ همچنین می‌توان به حالت ذهنی مثبت و مرتبط با کار اشاره کرد که از آن تحت عنوان اشتیاق شغلی یاد می‌شود که تاکنون پژوهش‌هایی نیز در زمینه‌ی این موارد انجام شده است. به نظر می‌رسد توجه به حوزه‌های معنوی از اهمیت خاصی برخوردار است؛ احتمالاً برای معلمان احساس نیاز به تقویت هوش معنوی برای پرهیز از فرسودگی شغلی وجود دارد (پیشقدم و همکاران، ۲۰۲۲). یان‌هوچی^۲ خودکارآمدی را پایه رفتار، احساس و تفکر می‌داند و این گونه تعریف می‌کند: اعتقاد و باور شخص به توانایی موفقیت، مدیریت و سازماندهی امور در یک موقعیت خاص، و موقعیت‌های پیش‌رو (یان‌هوچی و همکاران، ۲۰۲۱). همچنین اشتیاق شغلی عاملی انگیزشی در زمینه‌ی عملکرد شغلی است (منگوک^۳ و همکاران، ۲۰۱۳). اشتیاق شغلی نوعی تعهد است که هم جنبه‌ی شخصی و هم جنبه‌ی حرفه‌ای دارد که فرد نسبت به شغل و سازمان در خود احساس می‌کند و دارای مؤلفه‌هایی می‌باشد از قبیل، نیرومندی، فداکاری و جذب (کیکو^۴ و همکاران، ۲۰۱۶).

در پژوهش‌های عبدالحامد، موری و محمد (۲۰۱۹)، آستانه و حیدری (۱۳۹۹)، نقشینه (۱۳۹۷)، ملکی صادقی و عربان (۱۳۹۶)، رابطه بین اشتیاق شغلی، خودکارآمدی شغلی و عملکرد شغلی مورد بررسی قرار گرفته است. آن‌ها به این نتیجه دست یافتند که در صورت وجود اشتیاق شغلی در افراد انگیزه‌ای درونی و مسئولیت‌پذیری شکل می‌گیرد که موجب عملکرد بیشتر در فرد و سازمان می‌گردد. خودکارآمدی شغلی دارای اهمیت بسزایی در زمینه‌ی اشتیاق شغلی است، به‌طوری‌که در پژوهش ونتورا^۵ و همکاران (۲۰۱۵)، نشان داده شده است که خودکارآمدی شغلی پیش‌بینی کننده‌ی اشتیاق شغلی است و رابطه‌ای مستقیم دارد (فتحی، ۱۳۹۹). متغیر دیگر این پژوهش هوش معنوی است. هوش معنوی نقش مؤثر، اساسی و زیربنایی در بهبود و ارتقاء مؤلفه‌های روان‌شناختی همچون خودکارآمدی دارد. ارزش‌ها، باورها و کنش‌های مدیر را تغییر می‌دهد به‌طوری‌که این احساس در مدیر به‌وجود می‌آید که فردی خلاق، مسئول و فعال است. پژوهش اسدزاده و همکاران (۱۳۹۸) نشان داد که افزایش و کاهش هوش معنوی همان تأثیر را بر عملکرد شغلی دارد.

با توجه به مطالب ذکر شده و مسئله‌ی موردبررسی در این پژوهش که عملکرد شغلی مدیران مدارس می‌باشد؛ سؤال اصلی در این پژوهش این است که آیا مفهوم عملکرد شغلی بر اساس هوش معنوی و خودکارآمدی شغلی با نقش واسطه‌ای اشتیاق شغلی با مدل تجربی برازش دارد؟

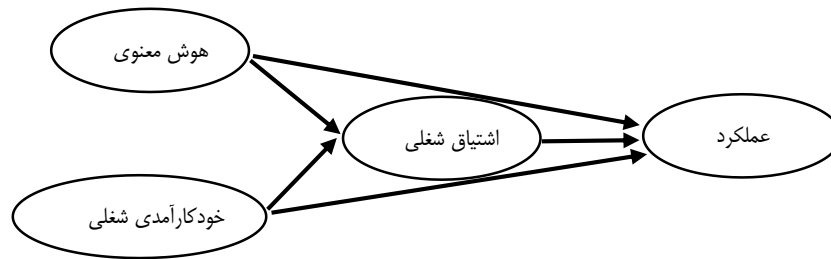
^۱ . Harris

^۲ . Yanho ji

^۳ . Menguc

^۴ . Keyko

^۵ . Ventura



شکل ۱. مدل مفهومی

فرضیات پژوهش:

فرضیه اصلی

- مفهوم عملکرد شغلی بر اساس هوش معنوی و خودکارآمدی شغلی با نقش واسطه‌ای اشتیاق شغلی با مدل تجربی برازش دارد.

فرضیه‌های فرعی

- هوش معنوی بر عملکرد شغلی اثر مستقیم دارد.
- خودکارآمدی شغلی بر عملکرد شغلی اثر مستقیم دارد.
- هوش معنوی بر اشتیاق شغلی اثر مستقیم دارد.
- خودکارآمدی شغلی بر اشتیاق شغلی اثر مستقیم دارد.
- اشتیاق شغلی بر عملکرد شغلی اثر مستقیم دارد.
- هوش معنوی بر عملکرد شغلی با نقش واسطه‌ای اشتیاق شغلی اثر غیرمستقیم دارد.
- خودکارآمدی شغلی بر عملکرد شغلی با نقش واسطه‌ای اشتیاق شغلی اثر غیرمستقیم دارد.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر به جهت هدف کاربردی و به جهت روش تحقیق، از نوع توصیفی - همبستگی است. جامعه آماری پژوهش را کلیه مدیران مدارس پسرانه دولتی مقطع ابتدایی شهر کرمانشاه در سال تحصیلی ۱۴۰۱-۱۴۰۰ به تعداد ۹۰ نفر تشکیل می‌دهد. با استفاده از جدول مورگان به روش نمونه‌گیری تصادفی تعداد ۷۳ نفر به‌عنوان نمونه انتخاب گردید. جهت اندازه‌گیری داده‌ها از پرسش‌نامه‌های استاندارد به شرح ذیل استفاده شد:

پرسش‌نامه عملکرد شغلی پاترسون^۱: این پرسش‌نامه دارای ۱۵ گویه است. اصلانپور جوکندان و همکاران (۱۳۹۰) روایی این مقیاس را از طریق همبسته کردن با یک سؤال کلی محقق ساخته $r = 0/61$ در سطح معنی‌داری $p < 0/01$ و پایایی آن را از طریق

^۱ . Paterson

آلفای کرونباخ و تنصیف به ترتیب ۰/۸۶ و ۰/۷۹ گزارش داده‌اند. پرسش‌نامه هوش معنوی: این پرسش‌نامه توسط کینگ^۱ (۲۰۰۸) طراحی و اعتباریابی شده است و شامل ۲۴ گویه بسته پاسخ بر اساس طیف پنج‌درجه‌ای لیکرت است، پرسش‌نامه چهاربعد تفکر انتقادی وجودی، آگاهی متعالی، معناسازی شخصی و گسترش خودآگاهی را مورد سنجش قرار می‌دهد، این پرسش‌نامه توسط موسی‌پور (۱۳۹۲) اعتباریابی شده است. پرسش‌نامه استاندارد خودکارآمدی شغلی بندورا^۲ (۱۹۷۷): این پرسش‌نامه دارای ۸ گویه است. در پژوهش سارجی^۳ (۲۰۱۵) روایی پرسش‌نامه تأیید و پایایی آن به روش آلفای کرونباخ ۰/۸۷ درصد ذکر شده است. پرسش‌نامه اشتیاق شغلی شافلی^۴ و همکاران (۲۰۰۱): این پرسش‌نامه از ۱۷ سؤال تشکیل شده، که توسط سالواناوا و شوفلی در سال ۲۰۰۱ طراحی شده است. این پرسش‌نامه شامل ۳ مؤلفه می‌باشد. این ابعاد شامل نیرومندی (۶ ماده)، وقف خود (۵ ماده) و جذب (۶ ماده) می‌باشد. در پژوهش وزیر پناه (۱۳۹۱) روایی پرسش‌نامه اشتیاق شغلی ۰/۷۸ و در پژوهش ضیاءالدینی و همکاران (۱۳۹۱) پایایی آن به روش آلفای کرونباخ ۰/۹۶۲ اعلام شده است.

برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از شاخص‌های آمار توصیفی شامل: میانگین، انحراف معیار، فراوانی و درصد استفاده شد. همچنین برای پاسخگویی به فرضیه‌های پژوهش با استفاده از نرم‌افزار PLS به روش معادلات ساختاری و تحلیل مسیر، نتایج تحلیل شد.

یافته‌ها

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی متغیرهای اصلی پژوهش

متغیر	زیرمقیاس‌ها	تعداد	کمترین	بیشترین	میانگین	انحراف استاندارد
هوش معنوی	هوش معنوی	۷۳	۱	۵	۲/۸۸۰۶	۱/۹۷۶۰
	تفکر انتقادی	۷۳	۱	۵	۳/۱۵۴۶	۱/۰۳۴۴۸
	آگاهی متعالی	۷۳	۱	۵	۲/۶۸۳۰	۱/۱۶۵۰۲
	معناسازی	۷۳	۱	۵	۳/۱۱۲۳	۱/۱۰۸۵۵
	گسترش خودآگاهی	۷۳	۱	۵	۲/۴۶۰۳	۱/۲۴۳۰۶
اشتیاق شغلی	اشتیاق شغلی	۷۳	۱	۵	۲/۹۷۳۴	۱/۲۳۹۸۴
	توانایی	۷۳	۱	۵	۳/۱۹۴۱	۱/۲۰۹۲۲
	وقف خود	۷۳	۱	۵	۳/۰۱۱۰	۱/۳۰۰۸۱
	جذب	۷۳	۱	۵	۲/۷۲۱۵	۱/۳۷۴۹۵
خودکارآمدی شغلی	خودکارآمدی شغلی	۷۳	۱	۷	۴/۶۶۹۵	۲/۵۹۰۹۱
عملکرد شغلی	عملکرد شغلی	۷۳	۰	۳	۲/۰۴۲۹	۱/۰۷۷۴۰

^۱. King

^۲. Bandura

^۳. Saragih

^۴. Schaufeli

جدول ۲. ضرایب همبستگی بین متغیرهای اصلی پژوهش

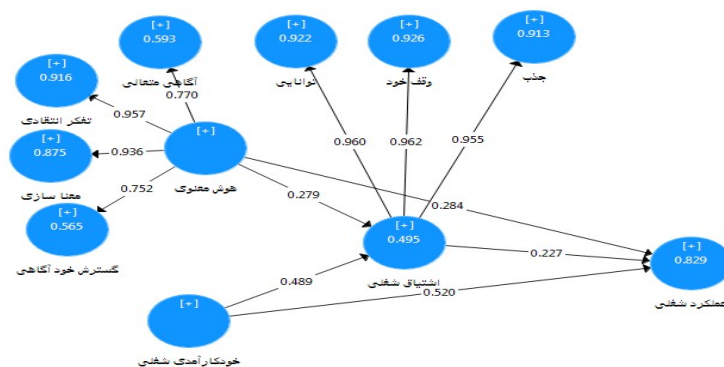
عملکرد شغلی	خودکارآمدی شغلی	اشتیاق شغلی		
۰/۸۵۴**	۱	۰/۶۶۹**	ضریب همبستگی	خودکارآمدی شغلی
۰/۰۰۰		۰/۰۰۰	سطح معنی دار	
۱	۰/۸۵۴**	۰/۷۵۴**	ضریب همبستگی	عملکرد شغلی
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	سطح معنی دار	
۰/۷۴۲**	۰/۶۳۵**	۰/۵۶۶**	ضریب همبستگی	هوش معنوی
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	سطح معنی دار	

با توجه به داده‌های جدول شماره ۲ می‌توان نتیجه گرفت بین هر چهار متغیر پژوهش در سطح $P < 0.01$ رابطه مستقیم و معنی‌داری وجود دارد.

طراحی مدل پژوهش: به منظور تحلیل مدل مفهومی پژوهش از نرم‌افزار اسمارت پی آل اس ۱ نسخه ۳,۲,۸ استفاده شد. در تدوین مدل اولیه در مجموع ۶۸ گویه در مدل رسم شدند.

ارزیابی مدل

بررسی اعتبار (روایی) همگرا در سطح معرف: با توجه به اینکه متغیرهای پژوهش از نوع انعکاسی هستند، بارهای عاملی این اعتبار را نشان می‌دهند، بارهای عاملی زیر ۰/۴ باید حذف شود و بارهای عاملی بزرگتر از ۰/۷ مطلوب است. بارهای عاملی بین ۰/۷ و ۰/۴ در صورتی که با حذف آن‌ها مقدار روایی همگرا (AVE) افزایش یابد می‌شود حذف کرد (نونالی و برن آستین ۳، ۱۹۹۴).



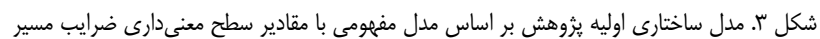
شکل ۲. مدل ساختاری اولیه پژوهش بر اساس مدل مفهومی با مقادیر ضریب تعیین

همچنان که در شکل ۲ مشاهده می‌شود ۰,۴۹۵ درصد از واریانس متغیر اشتیاق شغلی تحت تأثیر واریانس متغیرهای هوش معنوی و خودکارآمدی شغلی است و ۰,۸۲۹ درصد از واریانس متغیر عملکرد شغلی تحت تأثیر واریانس متغیرهای هوش معنوی، خودکارآمدی شغلی و اشتیاق شغلی است.

¹ Smart Pls

² Average Variance Extracted

³ Nunnally&Bernstein



براساس شکل ۴ مقادیر میانگین واریانس استخراجی ۱ برای همه متغیرها بیش‌تر از مقدار استاندارد ۰/۵ (فورنل و لانکر ۲، ۱۹۸۱) است. لذا مدل ساختاری از نظر مقادیر اندازه‌گیری در سطح مطلوبی قرار دارد. با توجه به معناداری اثر معرف‌ها و اینکه بارهای عاملی همه بالای ۰/۷ و مطلوب بودند، هیچ از گویه‌ها از مدل حذف نشدند.

۱۳.

جهت بررسی روایی ممیز (واگرا) در سطح متغیر مکنون از معیار فورنل-لارکر استفاده شد. منطق این سازه این است که یک سازه باید واریانس بیشتری با معرف‌های خود تا سایر سازه‌ها داشته باشد (فورنر و لارکر (۱۹۸۱)). البته این موضوع در مورد سازه‌هایی که دارای مؤلفه سلسله مراتبی هستند – مانند سازه‌های هوش معنوی و اشتیاق شغلی – صادق نمی‌باشد، لذا برای چنین سازه‌های فقط میانگین واریانس استخراجی (AVE) و ضریب همبستگی برای متغیرهایی که ربطی به متغیر اصلی ندارند، بررسی می‌شود و برای ابعاد آن بررسی نمی‌شود.

بر اساس معیار فورنل و لارکر جذر شاخص AVE و ضریب همبستگی برای هر یک از متغیرهای اصلی و ابعاد آن به‌دست‌آمده است. و در همه‌ی سازه‌ها جذر شاخص AVE از ضریب بیشتر است، پس اعتبار ممیز (واگرا) در سطح عامل برای همه‌ی سازه‌ها برقرار است. پایایی سازه‌ها: در روش‌های مدل‌یابی معادلات ساختاری، جهت ارزیابی پایایی سازه‌های مورد بررسی در مدل تحقیق، معمولاً از دو شاخص: ۱- آلفای کرونباخ و ۲- پایایی ترکیبی^۲ (ضریب دیلون- گلدشتاین) استفاده می‌شود. ضریب آلفای کرونباخ بر مبنای این است که چه قدر نمراتی که هر یک از پاسخگویان به متغیرهای مختلف داده‌اند، باهم هماهنگ هستند. پس هر چه کوواریانس بین گویه‌ها بیشتر باشد، ضریب آلفای کرونباخ هم بیشتر خواهد بود. این ضریب بین ۰ تا ۱+ تغییر می‌کند و اگر مقدار آن از ۰/۷ بالاتر باشد به معنای تأیید قابلیت اعتماد (پایایی) می‌باشد. با توجه به اینکه ضریب پایایی ترکیبی وزن گویه‌ها را به‌صورت متفاوت در نظر می‌گیرد بر آلفای کرونباخ ارجحیت دارد. تفسیر ضریب پایایی ترکیبی نیز مانند ضریب آلفای کرونباخ است. مقدار این شاخص‌ها به تفکیک هریک از سازه‌ها در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۳. شاخص‌های پایایی سازه‌ها و مؤلفه‌های آن

متغیرها	زیر مقیاس‌ها	آلفای کرونباخ	rho_A	پایایی ترکیبی	میانگین واریانس استخراج شده (AVE)
هوش معنوی	هوش معنوی	۰/۹۷۹	۰/۹۸۱	۰/۹۸۱	۰/۶۷۴
	تفکر انتقادی	۰/۹۷	۰/۹۷۱	۰/۹۷۵	۰/۸۴۹
	آگاهی متعالی	۰/۹۷۸	۰/۹۷۸	۰/۹۸۳	۰/۸۹۱
	معنا سازی	۰/۹۴	۰/۹۴۴	۰/۹۵۶	۰/۸۱۲
	گسترش خودآگاهی	۰/۹۸	۰/۹۸۱	۰/۹۸۵	۰/۹۲۸
اشتیاق شغلی	اشتیاق شغلی	۰/۹۷۹	۰/۹۷۹	۰/۹۸	۰/۷۴۵
	توانایی	۰/۹۶۲	۰/۹۶۲	۰/۹۶۹	۰/۸۴
	وقف خود	۰/۹۳۳	۰/۹۳۴	۰/۹۵	۰/۷۹۳
	جذب	۰/۹۴۹	۰/۹۴۹	۰/۹۶	۰/۸
خودکارآمدی شغلی	خودکارآمدی شغلی	۰/۹۹۵	۰/۹۹۵	۰/۹۶۶	۰/۹۶۷
عملکرد شغلی	عملکرد شغلی	۰/۹۸۵	۰/۹۸۶	۰/۹۸۷	۰/۸۳۳

^۱. Cronbach's Alpha
^۲. Composite Reliability

چنان که در جدول فوق مشاهده می‌گردد، تمامی متغیرها و همچنین ابعاد آن‌ها، شرایط حداقلی ($0/7$) را برای ضریب آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی، ضریب پایایی همگون (Rho) برآورده نموده و در سطحی مطلوب قرار دارند. از این رو پایایی سازه‌ها مورد تأیید می‌باشد. ارزیابی مدل درونی پژوهش: برای ارزیابی مدل درونی پژوهش، ارتباط متغیرهای مکنون مورد تحلیل قرار می‌گیرد. عدم هم‌خطی بودن متغیرها اولین معیار است که از شاخص تحمل (تلورانس) و عامل تورم واریانس ($VI F$) استفاده می‌شود. شاخص تحمل نسبتی از واریانس یک متغیر مستقل است که به وسیله سایر متغیرهای مستقل دیگر تبیین نمی‌شود. نقطه برش شاخص تحمل $0/4$ است، اگر تحمل یک متغیر مستقل از $0/4$ کم‌تر باشد بدین معنی است که کوواریانس آن متغیر با سایر متغیرهای مستقل دیگر بالاست و هم خطی به عنوان یک بیماری برای آن متغیر مستقل شناخته می‌شود. $VI F$ نشان می‌دهد که چه قدر واریانس‌های متغیرهای مستقل بر هم انباشته شده‌اند، بنابراین هرچه این شاخص مقدار بزرگتری داشته باشد، مفهومی این است که هم خطی بین متغیرهای مستقل شدیدتر است. اگر $VI F$ از $2/5$ بزرگ‌تر باشد می‌توان گفت که هم خطی به حالت بیمارگون درآمده و مدل ما دارای یک نقص یا بیماری با عنوان انباشته شدن واریانس متغیرهای مستقل بر هم، است.

جدول ۴. شاخص تحمل و $VI F$ برای مؤلفه‌ها

متغیر	اشتیاق شغلی	عملکرد شغلی
اشتیاق شغلی	عامل تورم واریانس ($VI F$)	۱/۹۷۹
	تلورانس (شاخص تحمل)	۰/۵
خودکارآمدی شغلی	عامل تورم واریانس ($VI F$)	۱/۷۲۶
	تلورانس (شاخص تحمل)	۰/۴۵
هوش معنوی	عامل تورم واریانس ($VI F$)	۱/۷۲۶
	تلورانس (شاخص تحمل)	۰/۵۳

همچنان که در جدول بالا مشاهده می‌شود تلورانس (شاخص تحمل) برای همه متغیرها بالای $0/4$ و عامل تورم واریانس ($VI F$) پایین‌تر از $2/5$ است پس نتیجه گرفته می‌شود که هم خطی چندگانه بین متغیرهای مستقل وجود ندارد. ضرایب مسیر دومین معیار ارزیابی درونی مدل است، از رویه خودگردان‌سازی به منظور بررسی معناداری استفاده شد. برای اثرات مستقیم و غیرمستقیم، سطح معناداری و فاصله اطمینان، ضرایب به همراه مقدار آماره T متناظر خود در جداول زیر آورده شده است. با توجه به جداول مذکور مشاهده می‌شود ارتباط دو متغیر هوش معنوی و اشتیاق شغلی با ابعاد خود در سطح خطای $P < 0/01$ معنی‌دار است. همچنین اثر مستقیم خودکارآمدی شغلی بر اشتیاق شغلی ($\beta = 0/489, p < 0/01$)، اثر مستقیم اشتیاق شغلی بر عملکرد شغلی ($\beta = 0/237, p < 0/01$)، و اثر مستقیم هوش معنوی بر اشتیاق شغلی ($\beta = 0/279, p < 0/05$)، اثر مستقیم هوش معنوی بر عملکرد شغلی ($\beta = 0/284, p < 0/01$)، اثر مستقیم هوش معنوی یا اطمینان ۹۹ درصد مثبت و معنادار می‌باشند، البته اثر مستقیم هوش معنوی بر اشتیاق شغلی با اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد.

جدول ۵. ضرایب و سطح معنی‌داری اثرات مستقیم

مسیر	اثر مستقیم			فاصله اطمینان		اندازه اثر (f^2)
مبدأ-----مقصد	B	T	sig	۲.۵۰٪	۹۷.۵۰٪	
اشتیاق شغلی -> توانایی	۰/۹۶	۳۴/۱۰۳	۰	۰/۹۳۹	۰/۹۷۶	۱۱/۷۷
اشتیاق شغلی -> جذب	۰/۹۵۵	۸۴/۶۰۷	۰	۰/۹۲۷	۰/۹۷۳	۱۰/۴۴۵
اشتیاق شغلی -> عملکرد شغلی	۰/۲۳۷	۴/۹۷۵	۰	۰/۱۴۱	۰/۳۱۹	۰/۱۵۲
اشتیاق شغلی -> وقف خود	۰/۹۶۲	۹۹/۵۹۹	۰	۰/۹۴۱	۰/۹۷۷	۱۲/۵۳۸
خودکارآمدی شغلی -> اشتیاق شغلی	۰/۴۸۹	۴/۹	۰	۰/۲۶۹	۰/۶۶۴	۰/۲۷۵
خودکارآمدی شغلی -> عملکرد شغلی	۰/۵۲	۵/۵۱۲	۰	۰/۳۳۲	۰/۶۹	۰/۷۱۶
هوش معنوی -> آگاهی متعالی	۰/۷۷	۱۳/۸۲۶	۰	۰/۶۳۶	۰/۸۴۶	۱/۴۵۵
هوش معنوی -> اشتیاق شغلی	۰/۲۷۹	۲/۲۷۹	۰/۰۲۳	۰/۰۳۳	۰/۵۲۸	۰/۰۸۹
هوش معنوی -> تفکر انتقادی	۰/۹۵۷	۸۳/۶۷	۰	۰/۹۳۲	۰/۹۷۵	۱۰/۹۴۲
هوش معنوی -> عملکرد شغلی	۰/۲۸۴	۳/۲۲۸	۰/۰۰۱	۰/۱۲۸	۰/۴۷۴	۰/۲۵
هوش معنوی -> معنا سازی	۰/۹۳۶	۵۹/۲۴۳	۰	۰/۸۹۹	۰/۹۶۱	۷/۰۳۲
هوش معنوی -> گسترش خودآگاهی	۰/۷۵۲	۱۲/۸۵۲	۰	۰/۶۰۷	۰/۸۳۸	۱/۲۹۹

علاوه بر اثرات مستقیم، اثرات غیرمستقیم نیز بررسی شد که در جدول زیر قابل مشاهده است. اثر غیرمستقیم خودکارآمدی شغلی بر عملکرد شغلی ($\beta = ۰/۱۱۱, p < ۰/۰۰۳$) مثبت و با اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار است. اثر غیرمستقیم هوش معنوی بر عملکرد شغلی ($\beta = ۰/۰۶۳, p < ۰/۰۲۱$)، مثبت و با اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد.

جدول ۶. ضرایب و سطح معنی‌داری اثرات غیرمستقیم

فاصله اطمینان		اثر غیرمستقیم			مسیر
۹۷.۵۰٪	۲.۵۰٪	sig	T	B	مبدأ ----- مقصد
۰/۱۹	۰/۰۴۴	۰/۰۰۳	۲/۹۵۱	۰/۱۱۱	خودکارآمدی شغلی -> اشتیاق شغلی -> عملکرد شغلی
۰/۱۱۲	۰/۰۰۹	۰/۰۲۱	۲/۳۱۳	۰/۰۶۳	هوش معنوی -> اشتیاق شغلی -> عملکرد شغلی

همچنین اثرات کل نیز بررسی شد که در جدول زیر قابل مشاهده است. اثر کل خودکارآمدی شغلی بر عملکرد شغلی ($\beta = ۰/۱۱۱, p < ۰/۰۰۳$) مثبت و با اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار است. اثر کل هوش معنوی بر عملکرد شغلی ($\beta = ۰/۰۶۳, p < ۰/۰۲۱$)، مثبت و با اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد.

جدول ۷. ضرایب و سطح معنی‌داری اثرات کل

فاصله اطمینان		اثر کل			مسیر
۹۷.۵۰٪	۲.۵۰٪	sig	T	B	مبدأ ----- مقصد
۰/۹۷۵	۰/۹۳۲	.	۵۰۲ ۸۹	۰/۹۶	اشتیاق شغلی -> توانایی
۰/۹۷۳	۰/۹۲۸	.	۱۰۷۸ ۸۰	۰/۹۵۵	اشتیاق شغلی -> جذب
۰/۳۱۱	۰/۱۴	.	۵/۳۴۳	۰/۲۲۷	اشتیاق شغلی -> عملکرد شغلی
۰/۹۷۷	۰/۹۳۷	.	۱۸۸۸ ۹۳	۰/۹۶۲	اشتیاق شغلی -> وقف خود
۰/۶۴	۰/۲۶۴	.	۵/۰۸۲	۰/۴۸۹	خودکارآمدی شغلی -> اشتیاق شغلی
۰/۶۱۹	۰/۲۳۴	.	۵/۰۱۸	۰/۴۷	خودکارآمدی شغلی -> توانایی
۰/۶۱۸	۰/۲۳۵	.	۴/۹۷۴	۰/۴۶۸	خودکارآمدی شغلی -> جذب
۰/۷۹	۰/۴۲۳	.	۶/۹۲	۰/۶۳۱	خودکارآمدی شغلی -> عملکرد شغلی
۰/۶۲	۰/۲۳۷	.	۴/۹۸۸	۰/۴۷۱	خودکارآمدی شغلی -> وقف خود
۰/۸۵۲	۰/۶۳۳	.	۱۳/۲۷	۰/۷۷	هوش معنوی -> آگاهی متعالی

	۰				
۰/۵۳۳	۰/۰۷۴	۰/۰۱۷	۲/۳۸۴	۲/۲۷۹	هوش معنوی - < اشتیاق شغلی
۰/۹۷۶	۰/۹۲۵	۰	۱/۸۵۸	۱/۹۵۷	هوش معنوی - < تفکر انتقادی
۰/۵۳	۰/۰۷۴	۰/۰۱۷	۲/۳۹	۲/۲۶۸	هوش معنوی - < توانایی
۰/۵۲۴	۰/۰۷۴	۰/۰۱۷	۲/۳۹۹	۲/۲۶۷	هوش معنوی - < جذب
۰/۵۷۲	۰/۰۱۸	۰	۳/۵۴	۳/۳۴۷	هوش معنوی - < عملکرد شغلی
۰/۹۶۵	۰/۰۸۹	۰	۲/۵۸۴	۲/۹۳۶	هوش معنوی - < معنا سازی
۰/۵۲۷	۰/۰۷۴	۰/۰۱۷	۲/۳۹۹	۲/۲۶۹	هوش معنوی - < وقف خود
۰/۸۴	۰/۰۶۰۴	۰	۱/۸۲۴	۱/۷۵۲	هوش معنوی - < گسترش خودآگاهی

اندازه اثر (f^2) سومین معیار ارزیابی درونی مدل است که نشان‌دهنده تغییر در مقدار (R^2) پس از حذف یک متغیر مکنون برون‌زای معین از مدل می‌باشد. کوهن (۱۹۸۸)، مقدار $0/02$ را اثر کوچک، مقدار $0/15$ را اثر متوسط و مقدار $0/35$ را اثر بزرگ معرفی کرده است. بر اساس نتایج جداول بالا مشاهده می‌شود که اثر خودکار آمدی شغلی بر عملکرد شغلی ($f^2=0/72$)، اندازه اثر بزرگ می‌باشد. اثر هوش معنوی بر عملکرد شغلی ($f^2=0/25$) اندازه اثر متوسط رو به بالا و اثر خودکار آمدی شغلی بر اشتیاق شغلی ($f^2=0/275$) اندازه اثر متوسط رو به بالا می‌باشد. و اثر هوش معنوی بر اشتیاق شغلی ($f^2=0/089$) اندازه اثر کوچک و اثر اشتیاق شغلی بر عملکرد شغلی ($f^2=0/152$) اندازه اثر کوچک می‌باشد.

معیار Q^2 یا استون- گیزر: این معیار قدرت پیش‌بینی مدل را مشخص می‌سازد و مقدار آن بین صفر و یک خواهد بود در صورتی که مقدار Q^2 در مورد یک سازه‌ی درون‌زا سه مقدار $0/15$ ؛ $0/20$ ؛ $0/35$ باشد، به ترتیب نشان از قدرت پیش‌بینی ضعیف، متوسط و قوی سازه یا سازه‌های برون‌زای مربوط با آن دارد. جدول زیر نشان می‌دهد که، مقدار Q^2 سازه‌ی درون‌زای اشتیاق شغلی ($0/34$) و برای عملکرد شغلی ($0/64$) می‌باشد که بیش از مقدار ملاک قوی ($0/35$) هستند و این نشان‌دهنده پیش‌بینی قوی مدل در خصوص این سازه‌ها را دارد و برازش مناسب مدل ساختاری تحقیق را تأیید می‌کند.

جدول ۸. مقدار Q^2 الگوی شایستگی مدیران آموزش ابتدایی

کل	مجموع مجذور شاخص‌ها SSO	مجموع مجذور مقادیر خطا در پیش‌بینی شاخص‌های سازه درون‌زا SSE	$Q^2 = (1 - SSE/SSO)$
اشتقاق شغلی	۱/۲۴۱/۰۰	۸۲۰/۱۷۲	۰/۳۳۹
عملکرد شغلی	۱/۰۹۵/۰۰	۳۹۷/۴۶۲	۰/۶۳۷

تحلیل ماتریس اهمیت-عملکرد (I PMA) آخرین معیار برای ارزیابی درونی مدل است. این معیار به منظور بسط یافته‌های اساسی مدل‌سازی معادلات ساختاری و واریانس‌محور مورد استفاده قرار می‌گیرد. این ماتریس مقادیر متوسط متغیرهای مکنون (عملکرد) و اثرات کل مدل درونی (اهمیت) را مقابله می‌دهد تا حوزه‌ای پراهمیت را برای بهبود مشخص کند. مقیاس عملکرد از صفر تا ۱۰۰ است و نمره بالاتر به معنی عملکرد بیشتر و بهتر است. همان‌طور که در جدول و شکل زیر مشاهده می‌شود هوش معنوی با اهمیت (۰/۳۸۵) بیشتر نسبت به خودکارآمدی شغلی (۰/۲۶۳) و اشتیاق شغلی (۰/۱۹۹) اهمیت بیشتری دارد. ولی خودکارآمدی شغلی با عملکرد (۹۱/۸۳) نسبت به اشتیاق شغلی با عملکرد ۵۰ و هوش معنوی (۴۷/۹۴) عملکرد بالاتری دارد.

جدول ۹. ماتریس اهمیت-عملکرد مدل درونی پژوهش

متغیر	ماتریس اهمیت - عملکرد (I PMA)	
	اثر کل (اهمیت)	عملکرد
خودکارآمدی شغلی	۰/۲۶۳	۹۱/۸۳۷
اشتیاق شغلی	۰/۱۹۹	۵۰/۰۰۸
هوش معنوی	۰/۳۸۵	۴۷/۹۳۹

بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر تعیین میزان برآزش مدل مفهومی عملکرد شغلی کارکنان بر اساس هوش معنوی و خودکارآمدی شغلی با نقش واسطه‌ای اشتیاق شغلی با مدل تجربی بود. پژوهش حاضر برای نخستین مرتبه به تحلیل روابط میان هر چهار متغیر پرداخته است و تاکنون پژوهشی در زمینه‌ی علی بودن، متغیرهایی هوش معنوی و خودکارآمدی شغلی بر عملکرد شغلی مدیران با نقش واسطه‌ای اشتیاق شغلی نپرداخته است. که این مطلب بیانگر تازگی و نوآوری این پژوهش است. تحلیل داده‌ها نشان داد که همه ضرایب مسیر بین متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد معنی‌دار بودند و همچنین سایر معیارها و مدل‌های اندازه‌گیری دلالت برآزش مدل مفهومی بر مدل تجربی داشتند.

فرضیه اول مبنی بر اینکه هوش معنوی بر عملکرد شغلی اثر مستقیم دارد تأیید شد. نتایج این پژوهش با پژوهش‌های عباس زاده (۱۳۹۸)، زرگر تیزابی و همکاران (۱۳۹۶)، یکتایی و همکاران (۱۳۹۴)، پیشقدم و همکاران (۲۰۲۲)، اسدزاده و همکاران (۱۳۹۸)، زاهد بابالان^۱ (۲۰۱۸) مؤید و همسو بود، بنابراین می‌توان گفت که مدل مفهومی در این مسیر با مدل تجربی برآزش دارد.

^۱. Zahed Babalan

فرضیه دوم مبنی بر تأثیر مثبت و معنادار خودکارآمدی شغلی بر عملکرد شغلی نیز تأیید شد، این نتیجه با پژوهش‌های فتحی و همکاران (۱۳۹۹)، حسین پور و همکاران (۱۳۹۸)، نقشینه (۱۳۹۷)، ملکی صادقی و عربان (۱۳۹۶)، عبدالحامد، موری و محمد (۲۰۱۹)، ماگیوری^۱ و همکاران (۲۰۱۶) و داگوتاش^۲ (۲۰۱۶)، ونتورا و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت دارد، بنابراین می‌توان گفت که مدل مفهومی در این مسیر با مدل تجربی برازش دارد. توسعه مهارت‌های فردی و شغلی مدیران باعث بهبود عملکرد آن‌ها در جهت انجام مسئولیت‌هایشان می‌شود. همچنین فعالیت‌های توسعه منابع انسانی و خودکارآمدی شغلی قادر هستند که عملکرد شغلی را پیش‌بینی نمایند (الهی قره‌پایاق، ۱۳۹۹).

در خصوص فرضیه سوم: تأثیر هوش معنوی بر اشتیاق شغلی مثبت و معنادار بود، نتیجه به‌دست‌آمده با پژوهش‌های نوحی (۱۳۹۹) علی‌نژاد (۱۳۹۸) زرگر تیزابی و همکاران (۱۳۹۶) مطابقت دارد. بنابراین مدل مفهومی در این مسیر با مدل تجربی برازش دارد. در تبیین این فرضیه می‌توان بیان کرد طبق تعریفی که پژوهشگران بیان نموده‌اند، هوش معنوی به تزیاید اشتیاق و گنجایش ما برای بینش، ارزش و معنا اشاره دارد که باعث تسهیل میان احساس و عقل و فیزیک و ذهن می‌شود. هوش معنوی همچنین به ما این امکان را می‌دهد که ویژگی‌های درون فردی و بین فردی را در خویش به‌درستی شناخته و آن را ساماندهی کنیم و از فاصله میان خویش و دیگر افراد اجتناب کنیم. هوش معنوی کثیری از گنجایش‌هایی می‌باشد که اشخاص جهت رفاه روزمره، کارست، تجسم منابع معنوی، ارزش‌ها و ارتقا سطح عملکرد آن‌ها را تقویت می‌کند. بنا بر گفته پژوهشگران، هوش معنوی به‌کارگیری اطلاعات معنوی برای نیل به اهداف و حل مشکلات و مسائل روزانه می‌باشد (۱۳۹۵). داشتن اشتیاق شغلی بالا در هنگام انجام تمرینات دشوار باعث ایجاد آرامش در کارکنان می‌شود درحالی‌که اشتیاق پایین سبب می‌شود افراد یک کار را بیشتر از واقعیت دشوار بدانند و این امر موجب ایجاد اضطراب، استرس و ایده‌هایی محدود در مورد چگونگی برخورد با حل یک مسئله دشوار می‌شود (جونگ^۳، ۲۰۲۰).

فرضیه چهارم مبنی بر اینکه خودکارآمدی شغلی بر اشتیاق شغلی اثر مستقیم دارد تأیید شد. این نتیجه با پژوهش‌های ونتورا و همکاران (۲۰۱۵)، فتحی و همکاران (۱۳۹۹)، بندورا^۴ (۱۹۷۷) خرسندی کیا (۱۳۹۸)، نقشینه (۱۳۹۷)، لی و همکاران (۲۰۱۹) مطابقت دارد. بنابراین مدل مفهومی از این مسیر با مدل تجربی برازش دارد. در تبیین ارتباط خودکارآمدی شغلی با اشتیاق شغلی می‌توان گفت که خودکارآمدی شغلی دارای اهمیتی بسزایی در زمینه اشتیاق شغلی است. اشتیاق شغلی مدیران به‌صورت مثبت توسط خودکارآمدی شغلی پیش‌بینی می‌شود و توسعه شغلی این رابطه را میانجی‌گری می‌کند؛ به‌علاوه تأثیر میانجی‌گرایانه توسعه شغلی خود به‌وسیله تعداد سال‌های تدریس میانجی‌گری می‌شود. تأثیر غیرمستقیم توسعه شغلی برای مدیران جوان‌تر بیشتر از مدیران باتجربه است. به‌علاوه، در مورد مدیران جوان، درجه مشارکت آن‌ها در به‌روزرسانی و فعالیت‌های متعوانانه، با افزایش خودکارآمدی شغلی ارتباط دارد. یافته‌ها مؤید نقش میانجی‌گرایانه توسعه شغلی در بهبود خودکارآمدی شغلی مدیران است و نتایج بر مزیت اشتیاق شغلی مدیران در توسعه شغلی آن‌ها تمرکز و تأکید (لی و همکاران^۵، ۲۰۱۹) دارد. پژوهش‌های متعدد نشان داده است که میان مؤلفه‌های خودکارآمدی شغلی و اشتیاق شغلی رابطه معناداری وجود دارد. همچنین بین مؤلفه‌های ویژگی‌های شخصیتی و اشتیاق شغلی مدیران رابطه معناداری وجود دارد (خرسندی-کیا، ۱۳۹۸).

در خصوص فرضیه پنجم تحلیل داده‌ها نشان داد که اشتیاق شغلی بر عملکرد شغلی مدیران دلالت دارد، این نتیجه با پژوهش‌های آستانه و همکاران (۱۳۹۹)، عصاره و همکاران (۱۳۹۸)، لایی و همکاران^۶ (۲۰۲۰) مطابقت دارد. بنابراین مدل مفهومی در این مسیر با مدل تجربی برازش دارد. در صورت وجود اشتیاق شغلی در افراد انگیزه‌ای درونی و مسئولیت‌پذیری شکل می‌گیرد که موجب عملکرد بیشتر در فرد و سازمان می‌گردد و مدیران با اشتیاق شغلی بالا، ارتباط بهتری با دانش‌آموزان دارند و فرسودگی شغلی کمتری را تجربه می‌کنند و درنهایت عملکرد شغلی بهتری دارند.

^۱. Maggiori

^۲. Doğutaş

^۳. Jeong

^۴. Bandura

^۵. Li & et al

^۶. Lai & et al

تجزیه و تحلیل داده‌های فرضیه ششم نشان داد که هوش معنوی بر عملکرد شغلی با نقش واسطه‌ای اشتیاق شغلی اثر غیرمستقیم دارد و مدل مفهومی از این مسیر با مدل تجربی برازش دارد. در تبیین این فرضیه می‌توان به نتایج به‌دست‌آمده در فرضیات قبلی پژوهش و تبیین‌هایی که برای هریک از آن‌ها ارائه شده است، اشاره نمود، حال می‌توان گفت که هوش معنوی هم‌قادر است به‌طور مستقیم بر عملکرد شغلی اثر بگذارد و هم از طریق تأثیرگذاری بر اشتیاق شغلی منجر به بهبود وضعیت عملکرد شغلی کارکنان بشود، علاوه بر این متغیر اشتیاق شغلی به‌تنهایی قادر به تأثیرگذاری بر عملکرد شغلی بوده است همان‌طور که در فرضیه پنجم نیز به اثبات رسیده است، اما آنچه در این فرضیه قابل‌ذکر است، قدرت هوش معنوی است که می‌تواند با بالا بردن متغیر میانجی مدنظر نیز بر عملکرد شغلی کارکنان اثرگذار باشد.

فرضیه هفتم مبنی بر اینکه خودکارآمدی شغلی بر عملکرد شغلی کارکنان با نقش میانجیگری اشتیاق شغلی اثر غیرمستقیم دارد تأیید می‌گردد. مطابق پژوهش‌های ذکرشده و همچنین به اثبات رسیدن فرضیه موردنظر، مدل مفهومی از این مسیر با مدل تجربی برازش دارد. در تبیین این فرضیه می‌توان به نتایج به‌دست‌آمده در فرضیات قبلی و تبیین‌های ارائه‌شده برای آن‌ها، اشاره نمود جایگاه و اهمیت خودکارآمدی شغلی و تأثیرگذاری آن بر عملکرد شغلی کارکنان در فرضیه دوم به‌طور واضح به اثبات رسیده است، و همین‌طور در فرضیه پنجم تأثیرگذاری اشتیاق شغلی بر عملکرد شغلی کارکنان ثابت‌شده است، حال می‌توان گفت متغیر خودکارآمدی شغلی از طریق تأثیرگذاری بر اشتیاق شغلی قادر است بر عملکرد شغلی کارکنان اثر داشته باشد. در پایان با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان نتیجه‌گیری کرد مدل علی عملکرد شغلی بر اساس هوش معنوی و خودکارآمدی شغلی با نقش میانجیگری اشتیاق شغلی با مدل مفهومی برازش دارد.

منابع

- اسد زاده هیر، نجف؛ مهاجران، بهناز؛ قلعه‌ای، علیرضا؛ دیوبند، افشین و جوادی، پریرسا. (۱۳۹۸). بررسی رابطه بین هوش معنوی و مؤلفه‌های آن (عملکرد شغلی معلمان شهرستان اصلاندوز). *فصلنامه علمی روانشناسی مدرسه*. دوره ۸، شماره ۲، ص ۷-۲۱.
- اصلانپور جوکنندان؛ شهبازی، محمد و ملکی، رضا. (۱۳۹۰). رابطه نیرومندی در کار با سلامت و عملکرد شغلی (کارکنان یک شرکت صنعتی اهواز). *نشریه یافته‌های نو در روان‌شناسی*. دوره ۷، شماره ۲۱، ص ۶۵-۷۳.
- الهی قره پاپاق، ابراهیم. (۱۳۹۹). بررسی نقش تعاملی فعالیت‌های توسعه منابع انسانی و خودکارآمدی شغلی بر ظرفیت یادگیری سازمان و عملکرد شغلی معلمان ابتدایی آموزش و پرورش شهرستان میندوآب. پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم تربیتی، دانشگاه شهید مدنی آذربایجان.
- آستانه، فرزانه و حیدری، مرضیه. (۱۳۹۹). نقش واسطه‌ای خودکارآمدی و اشتیاق کاری در رابطه بین ادراک از سازمان یادگیرنده با عملکرد شغلی. *فصلنامه رهبری و مدیریت آموزشی*. دوره ۱۴، شماره ۲، ص ۱۴۹-۱۷۱.
- آستانه، فرناز و حیدری، مرضیه. (۱۳۹۷). بررسی رابطه اشتیاق کاری و عملکرد شغلی مدیران و معلمان. *اولین همایش ملی مدیریت با تأکید بر حمایت از کالا و خدمات ایرانی (۲۴-۲۵)*. آباده، اردیبهشت ۹۷، دانشگاه آزاد گرمسیر واحد آباده.
- چرخاب، ملیحه؛ حسین پور، محمد و نصیری، ماریا. (۱۳۹۹). ارائه چارچوب توسعه اخلاق حرفه‌ای مدیران با رویکرد آینده‌پژوهی. *مجله علوم تربیتی*. دوره ۲۷، شماره ۲، ص ۲۰۱-۲۲۴.
- حسین پور، فاطمه؛ فضل الهی قمشی، سیف اله و محمدی، مهدی. (۱۳۹۸). رابطه عملکرد شغلی و خودکارآمدی با توسعه حرفه‌ای دبیران دوره متوسطه ناحیه ۲ شهر قم. *نشریه توسعه حرفه‌ای معلم*. دوره ۴، شماره ۴، ص ۱-۱۳.
- خرسندی کیا، یاسر. (۱۳۹۸). بررسی رابطه ویژگی‌های شخصیتی و خودکارآمدی شغلی با اشتیاق شغلی معلمان مدارس استثنایی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم تربیتی، دانشگاه خوارزمی.
- دهقانی فیروزآبادی، هادی. (۱۳۹۹). بررسی ارتباط سبک‌های تصمیم‌گیری و سلامت سازمانی با عملکرد شغلی مدیران دوره ابتدایی شهرستان یزد. پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته علوم تربیتی گرایش برنامه‌ریزی درسی، دانشگاه آزاد اسلامی.
- زرگر تیزابی، شیدا؛ محمدی، اسفندیار و شیر، اردشیر. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر هوش معنوی بر عملکرد شغلی با نقش میانجی اشتیاق شغلی، *کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های نوین در مدیریت، اقتصاد، توانمندی صنعت جهانگردی در توسعه مورد مطالعه: شرکت ام اس سرویسز لیمیتد* کیش.

- عباس زاده، فاطمه. (۱۳۹۸). بررسی رابطه باورهای فراشناختی، احساس پیوستگی روانی و هوش معنوی با عملکرد شغلی معلمان مقطع ابتدایی شهر بردسکن، پایان نامه کارشناسی ارشد علوم تربیتی، دانشگاه آزاد اسلامی خراسان رضوی.
- عصاره، علیرضا؛ اوضاعی، نسرين و عطلی پور، احسان. (۱۳۹۸). رابطه اشتیاق شغلی و خوش بینی تحصیلی با عملکرد شغلی معلمان. فصلنامه علمی پژوهشی خانواده و پژوهش. دوره ۱۸ شماره ۱ ص ۲۷-۴۶.
- علی نژاد، سمیه. (۱۳۹۸). بررسی رابطه بین هوش معنوی، هوش عاطفی و سرمایه روان شناختی با اشتیاق شغلی معلمان ابتدایی شهرستان بهبهان. سومین کنفرانس پژوهش در روانشناسی، مشاوره و علوم تربیتی.
- فتحی، جلیل؛ نورزاده، سعید؛ صمدی، مهران و سحرخیز، عربانی. (۱۳۹۹). بررسی رابطه بین خودکارآمدی، خودنگاره و فرسودگی شغلی معلمان زبان انگلیسی ایرانی: رویکرد مدل معادلات ساختاری. فصلنامه علمی زبان پژوهی دانشگاه الزهراء. دوره ۱۳، شماره ۳۹ ص ۳۴-۵۳.
- ملکی صادقی و فهمیه و عربان، شجاع. (۱۳۹۶). بررسی رابطه خودکارآمدی حرفه ای با عملکرد شغلی دبیران زن دوره دوم متوسطه شهر خرم آباد. اولین کنفرانس بین المللی علوم اجتماعی، تربیتی، علوم انسانی و روانشناسی.
- موسی پور، صدیف. (۱۳۹۲). بررسی رابطه هوش معنوی با رفتار شهروندی سازمانی معلمان مقطع متوسطه شهرستان گرمی، پایان نامه کارشناسی ارشد مدیریت استراتژیک، دانشگاه آزاد اسلامی واحد نراق.
- نقشینه، مهسا. (۱۳۹۷). تأثیر خودکارآمدی شغلی بر اشتیاق شغلی با تأکید بر نقش تعادل کار-زندگی. ششمین کنگره بین المللی توسعه و ترویج علوم و فنون بنیادین در جامعه، دوره ۶ شماره ۴ ص ۱-۱۲.
- نقوی، علی؛ آذر، عادل و اسعدی، میرمحمد. (۱۳۹۵). بررسی رابطه هوش معنوی، تعهد سازمانی و رضایت، شغلی کارکنان اداره کل ورزش و جوانان استان منتخب، مطالعات مدیریت رفتار سازمانی در ورزش. دوره ۳، شماره ۱۱ ص ۷۵-۸۶.
- نوحی دزج، جواد. (۱۳۹۹). بررسی تأثیر هوش معنوی بر ارتباطات انسانی و اشتیاق شغلی در اداره آموزش و پرورش ناحیه یک شهر اردبیل، پایان نامه کارشناسی ارشد علوم تربیتی، دانشگاه محقق اردبیلی.
- یکتایی، محمدرضا؛ علیپور، مهدی؛ خسروی، علی و بذرافشان، حانیه. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر هوش معنوی بر عملکرد شغلی، مورد مطالعه: اداره آموزش و پرورش منطقه ۶ تهران. مجله علمی پژوهشی مدیریت فرهنگ سازمانی. دوره ۱۳، شماره ۴ ص ۱۱-۲۹.
- Abd Elhamed, S. M, Morsy, S. M, & Mohamed, A. S. (2019). Relationship between Head Nurses' Self-efficacy and Job Performance. *Assiut Scientific Nursing Journal*, 7(19), 17-25.
- Bandura, Albert. "Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change (1977)." *Psychological Review* 84 (1977): 104-118.
- Doğutaş, A. (2016). Self-efficacy Beliefs of Teacher Candidates on Readiness to Teaching Profession at a University in Turkey. *Iğdır Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (9), 1-24.
- Harris, A, Jones, M, & Crick, T. (2020). Curriculum leadership: a critical contributor to school and system improvement. *School Leadership & Management*, 40(1), 1-4.
- Jeong, H. Y. (2020). Job type for recruitment, job function change and education direction in the fashion industry along with the growth of the online market. *Journal of the Korea Fashion and Costume Design Association*, 22(3), 75-87.
- Keyko, K, Cummings, G. G, Yonge, O, & Wong, C. A. (2016). Work engagement in professional nursing practice: A systematic review. *International Journal of Nursing Studies*, 61, 142-164.

- King, D. B. (2008). *Rethinking claims of spiritual intelligence: A definition, model, and measure*. Unpublished Master's Thesis, Trent University, Peterborough, Ontario, Canada.
- Lai, F. Y, Tang, H. C, Lu, S. C, Lee, Y. C, & Lin, C. C. (2020). Transformational leadership and job performance: the mediating role of work engagement. *SAGE Open*, 10(1), 2158244019899090.
- Li, R, Liu, H, Chen, Y, & Yao, M. (2019). Teacher engagement and self-efficacy: The mediating role of continuing professional development and moderating role of teaching experience. *Current Psychology*, 1-10.
- Maggiori, C, Johnston, C. S, & Rossier, J. (2016). Contribution of personality, job strain, and occupational self-efficacy to job satisfaction in different occupational contexts. *Journal of Career Development*, 43(3), 244-259.
- Menguc, B, Auh, S, Fisher, M, & Haddad, A. (2013). To be engaged or not to be engaged: The antecedents and consequences of service employee engagement. *Journal of business research*, 66(11), 2163-2170.
- Pishghadam, R., Al Abdwani, T., Kolahi Ahari, M., Hasanzadeh, S., & Shayesteh, S. (2022). Introducing Metapathy as a Movement beyond Empathy: A Case of Socioeconomic Status. *International Journal of Society, Culture & Language*.1-15.
- Saragih, S. (2015). The effects of job autonomy on work outcomes: self efficacy as an intervening variable. *International Research Journal of Business Studies*, 4(3).
- Ventura, M, Salanova, M, & Llorens, S. (2015). Professional self-efficacy as a predictor of burnout and engagement: The role of challenge and hindrance demands. *The Journal of psychology*, 149(3), 277-302.
- Yunho Ji. Hyun Joong Yoon. (2021). The Effect of Servant Leadership on Self-Efficacy and Innovative Behaviour: Verification of the Moderated Mediating Effect of Vocational Calling. *Journals Administrative Sciences*. Volume 11.Issue 210 .3390/admsci11020039.
- Zahed Babalan, A., Karimianpour, G., & Ranjbar, M. J. (2018). Spiritual intelligence and organizational commitment: the mediating role of psychological capital. *Journal of Research and Health*, 8(4). 329-338.