مجلهٔ پژوهش در مسائل تعلیم و تربیت
شمارهٔ پیاپی ۷۰، بهار و تابستان، سال۱۴۰۲
Journal of research on Issues of Education
مقاله علمی پژوهشی
http://isoedmag.ir
Research Article

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

عابدین دارابی عمارتی[۱]، کیهان نجفی[۲]

چکیده

زمینه و هدف: عملکرد شغلی از مهم¬ترین مؤلفه¬های موفقیت سازمان¬ها محسوب می¬شود به¬همین خاطر مدیران توجه ویژه¬ای 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 می¬هد که طبق جدول مورگان ۷۳ نفر به روش نمونه¬گیری تصادفی ساده انتخاب شد. ابزار اندازه¬گیری داده‌ها پرسش‌نامه¬های استاندارد بود. برای تجزیه وتحلیل 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. یافته¬ها: طبق نتایج همه¬ فرضیه‌های مطرح‌شده در پژوهش تائید شد. نتیجه¬گیری: به‌طورکلی نتیجه می‌شود مدل علی عملکرد شغلی بر اساس هوش معنوی و خودکارآمدی شغلی با نقش واسطه‌ای اشتیاق شغلی با مدل تجربی برازش دارد.

اطلاعات مربوط به مقاله

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 پیام نور، تهران، ایران

[Downloaded from isoedmag.ir on 2026-11-21]

مقدمه

مدیران سازمان‌ها و مهارت‌های آن‌ها، دارایی نامشهود هر سازمانی است که موفقیت و عدم موفقیت آن سازمان درگرو 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 قرارگرفته است و شواهد بیانگر این است که حدود نود و سه درصد از دانش‌آموزانی که تحصیلات خود را در مدارسی گذرانده‌اند که مدیران با عملکرد خوب در آن‌ها حضورداشته‌اند، توانسته‌اند نتایج موفقیت‌آمیز و رضایت‌بخشی را کسب کنند و درعین‌حال 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 به‌عنوان 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) درزمینه‌ی موفقیت و عدم موفقیت عملکرد شغلی مدیران مدارس، عوامل و شرایطی دخیل هستند نظیر سرمایه‌های روان‌شناختی شخصی که مسئولیت مدیریت را بر عهده دارد. ازجمله‌ی 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 درزمینه‌ی این موارد انجام‌شده 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). یان‌هوجی[۲] خودکارآمدی را پایه رفتار، احساس و تفکر می‌داند و این‌گونه تعریف می‌کند: اعتقاد و باور شخص به توانایی موفقیت، مدیریت و سازماندهی امور در یک موقعیت خاص، و موقعیت‌های پیش‌رو (یان‌هوجی و همکاران، ۲۰۲۱). همچنین اشتیاق شغلی عاملی انگیزشی درزمینه‌ی 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).

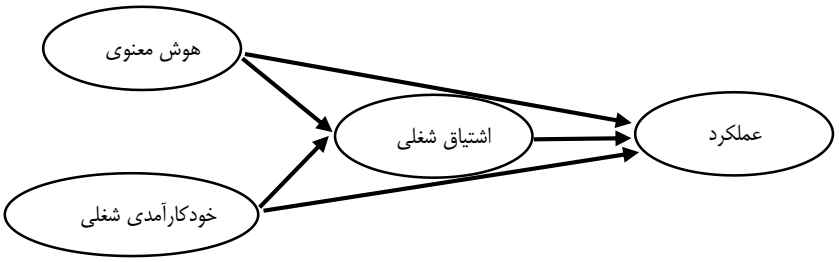
در پژوهش‌های عبدالحامد، مورسی و محمد (۲۰۱۹)، آستانه و حیدری (۱۳۹۹)، نقشینه (۱۳۹۷)، ملکی صادقی و عربان (۱۳۹۶)، رابطه بین اشتیاق شغلی، خودکارآمدی شغلی و عملکرد شغلی مورد بررسی قرار گرفته است. آن‌ها به این نتیجه دست یافتند که در صورت وجود اشتیاق شغلی در افراد انگیزه‌ای درونی و مسئولیت‌پذیری شکل می‌گیرد 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 به‌طوری که 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 ذکرشده 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
5. Ventura

[Downloaded from isoedmag.ir on 2026-11-21]



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 $r = ۰/۶۱$ در سطح معنی‌داری $p < ۰/۰۰۱$ و پایایی آن را از طریق

۱. Paterson

[Downloaded from isoedmag.ir on 2026-11-21]

آلفای کرونباخ و تنصیف به ترتیب ۰/۸۶ و ۰/۷۹ گزارش داده‌اند. پرسش‌نامه هوش معنوی: این پرسش‌نامه توسط کینگ۱ (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 موسی پور (۱۳۹۲) اعتباریابی شده است. پرسش‌نامه استاندارد **خودکارآمدی شغلی بندورا[۲] (۱۹۷۷):** این پرسش‌نامه دارای ۸ گویه است. در پژوهش سارجی۳ (۲۰۱۵) روایی پرسش‌نامه تأیید و پایایی آن به روش آلفای کرونباخ ۸۷/ درصد ذکر شده است. پرسش‌نامه اشتیاق شغلی شافلی۴ 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 تجزیه‌وتحلیل داده‌ها از شاخص‌های آمار توصیفی شامل: میانگین، انحراف معیار، فراوانی و درصد استفاده شد. همچنین برای پاسخگویی به فرضیه‌های پژوهش با استفاده از نرم‌افزارPLS 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

[Downloaded from isoedmag.ir on 2026-11-21]

جدول ۲. ضرایب همبستگی بین متغیرهای اصلی پژوهش

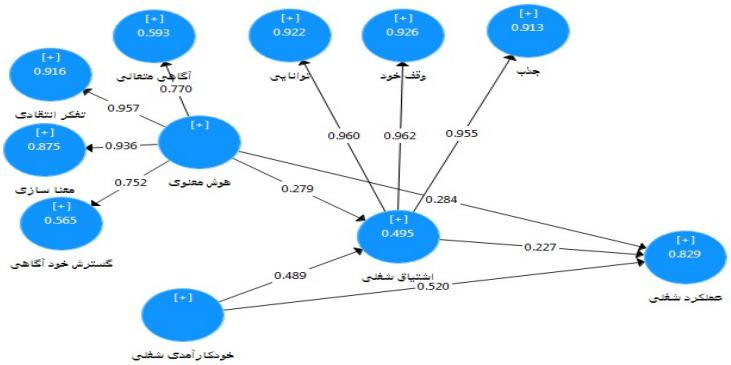
		اشتیاق شغلی	خودکارآمدی شغلی	عملکرد شغلی
خودکارآمدی شغلی	ضریب همبستگی	۰/۶۶۹**	۱	۰/۸۵۴**
	سطح معنی‌دار	۰/۰۰۰		۰/۰۰۰
عملکرد شغلی	ضریب همبستگی	۰/۷۵۴**	۰/۸۵۴**	۱
	سطح معنی‌دار	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	
هوش معنوی	ضریب همبستگی	۰/۵۶۶**	۰/۶۳۵**	۰/۷۴۲**
	سطح معنی‌دار	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

با توجه به داده‌های جدول شماره ۲ می‌توان نتیجه گرفت بین هر چهار متغیر پژوهش در سطح P<۰/۰۱ رابطه مستقیم و معنی‌داری وجود دارد.

طراحی مدل پژوهش: به‌منظور تحلیل مدل مفهومی پژوهش از نرم‌افزار اسمارت پی آل اس۱ 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 درصورتی‌که با حذف آن‌ها مقدار روایی همگرا۲ (AVE) افزایش یابد می‌شود حذف کرد (نونالی و برن آستین۳، ۱۹۹۴).

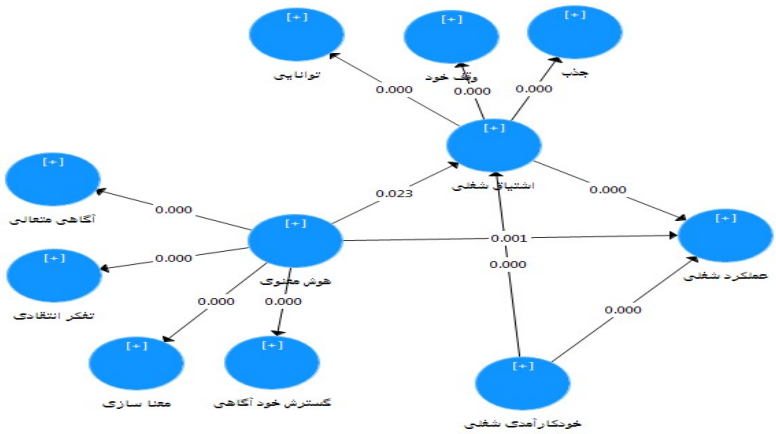


شکل ۲. مدل ساختاری اولیه پژوهش بر اساس مدل مفهومی با مقادیر ضریب تعیین

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

[1] Smart Pls
[2] Average Variance Extracted
[3] Nunnally&Bernstein

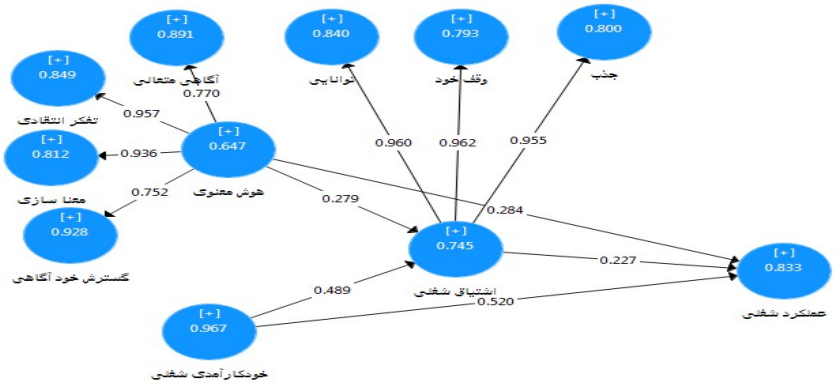
[Downloaded from isoedmag.ir on 2026-11-21]



شکل ۳. مدل ساختاری اولیه پژوهش بر اساس مدل مفهومی با مقادیر سطح معنی‌داری ضرایب مسیر

با توجه به شکل ۳، ضرایب سطح معنی‌داری برای همه‌ی متغیرها از ۰/۰۱ کم‌تر می‌باشد (P<۰/۰۱) پس با اطمینان ۹۹ درصد می‌توان گفت که معرف‌ها در اندازه‌گیری متغیرها نقش معنی‌داری دارند.

جهت بررسی اعتبار (روایی) همگرا در سطح عامل شاخص AVE بررسی شد. این شاخص نشان می‌دهد که چند درصد از واریانس معرف‌ها به‌وسیله واریانس عامل‌ها تبیین می‌شود، این شاخص حداقل باید ۰/۵ می‌باشد، بالاتر بودن این شاخص از ۰/۵ به معنای تأیید اعتبار همگرا در سطح عامل است.



شکل ۴. مدل ساختاری پژوهش بر اساس مدل مفهومی با مقادیر AVE

براساس شکل ۴ مقادیر میانگین واریانس استخراجی[1] برای همه متغیرها بیش‌تر از مقدار استاندارد ۰/۵ (فورنل و لانکر[2]، 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.

[1]. Average variancr extracted
[2]. Fornel & larker

[Downloaded from isoedmag.ir on 2026-11-21]

جهت بررسی روایی ممیز (واگرا) در سطح متغیر مکنون از معیار فورنل–لارکر استفاده شد. منطق این سازه این است کـه یـک سـازه 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 سـازه‌های فقـط میـانگین 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 اسـت. 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 مـدل تحقیـق، معمولاً از دو شاخص: ۱– آلفای کرونباخ[1] و ۲– پایایی ترکیبی[2] (ضریب دیلون– گلداشتاین) 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 بـین گویـه‌هـا 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 می‌گیـرد بـر آلفـای کرونباخ ارجحیت دارد. تفسیر ضریب پایایی ترکیبی نیز مانند ضریب آلفای کرونباخ است. مقـدار ایـن شـاخص‌ها بـه تفکیـک هریـک 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

[1]. Coronbach's Alpha
[2]. Composite Relibillity

[Downloaded from isoedmag.ir on 2026-11-21]

چنان‌که در جدول فوق مشاهده می‌گردد، تمامی متغیرها و همچنین ابعاد آن‌ها، شرایط حداقلی (۰/۷) را برای ضریب آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی، ضریب پایایی همگون (Rho) برآورده نموده و در سطحی مطلوب قرار دارند. ازاین‌رو 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 به‌وسیله سایر متغیرهای مستقل دیگر تبیین نمی‌شود. نقطه برش شاخص تحمل ۰/۴ است، اگر تحمل یک متغیر مستقل از ۰/۴ کم‌تر باشد بدین معنی است که کوواریانس آن متغیر با سایر متغیرهای مستقل دیگر بالاست و هم خطی به‌عنوان 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، مفهومش این است که هم خطی بین متغیرهای مستقل شدیدتر است. اگر VI F از ۲/۵ 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	۲.۲
	تلورانس (شاخص تحمل)	۰/۵۸	۰/۴۵
هوش معنوی	عامل تورم واریانس (VI F)	۱/۷۲۶	۱/۸۸
	تلورانس (شاخص تحمل)	۰/۵۸	۰/۵۳

همچنان‌که در جدول بالا مشاهده می‌شود تلورانس (شاخص تحمل) برای همه متغیرها بالای ۰/۴ و عامل تورم واریانس (VI F) پایین‌تر از ۲/۵ 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 به‌منظور 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<۰/۰۱ معنی‌دار است. همچنین اثر مستقیم خودکار آمدی شغلی بر اشتیاق شغلی (β= ۰/۴۸۹،p<۰/۰۰۱)، اثر مستقیم اشتیاق شغلی بر عملکرد شغلی (β= ۰/۲۳۷،p<۰/۰۰۱)، و اثر مستقیم هوش معنوی بر اشتیاق شغلی (β= ۰/۲۷۹،p<۰/۰۵)، اثر مستقیم هوش معنوی بر عملکرد شغلی (β= ۰/۲۸۴،p<۰/۰۰۱)، اثر مستقیم خودکار آمدی شغلی بر عملکرد شغلی (β= ۰/ ۵۲،p<۰/۰۰۱) می‌باشد، پس تمامی اثرات مستقیم یا اطمینان ۹۹ درصد مثبت و معنادار می‌باشند، البته اثر مستقیم هوش معنوی بر اشتیاق شغلی با اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد.

[Downloaded from isoedmag.ir on 2026-11-21]

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	۰/۲۲۷	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	۰/۳۲۲	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 قابل‌مشاهده است. اثر غیرمستقیم خودکار آمدی شغلی بر عملکرد شغلی (β= ۰/۱۱۱،p<۰/۰۰۳) مثبت و با اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار است. اثر غیرمستقیم هوش معنوی بر عملکرد شغلی (β= ۰/۰۶۳،p<۰/۰۲۱)، مثبت و با اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد.

[Downloaded from isoedmag.ir on 2026-11-21]

جدول ۶. ضرایب و سطح معنی‌داری اثرات غیرمستقیم

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

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

جدول ۷. ضرایب و سطح معنی‌داری اثرات کل

مسیر	اثر کل			فاصله اطمینان	
	B	T	sig	۲.۵۰ ٪	۹۷.۵۰ ٪
مبدأ ------ مقصد					
اشتیاق شغلی -> توانایی	۰/۹۶	/۵۰۲ ۸۹	۰	/۹۳۲ ۰	۰/۹۷۵
اشتیاق شغلی -> جذب	/۹۵۵ ۰	/۰۷۸ ۸۰	۰	/۹۲۸ ۰	۰/۹۷۳
اشتیاق شغلی -> عملکرد شغلی	/۲۲۷ ۰	۵/۳۴۳	۰	۰/۱۴	۰/۳۱۱
اشتیاق شغلی -> وقف خود	/۹۶۲ ۰	/۸۸۸ ۹۳	۰	/۹۳۷ ۰	۰/۹۷۷
خودکارآمدی شغلی -> اشتیاق شغلی	/۴۸۹ ۰	۵/۰۸۲	۰	/۲۶۴ ۰	۰/۶۴
خودکارآمدی شغلی -> توانایی	۰/۴۷	۵/۰۱۸	۰	/۲۳۴ ۰	۰/۶۱۹
خودکارآمدی شغلی -> جذب	/۴۶۸ ۰	۴/۹۷۴	۰	/۲۳۵ ۰	۰/۶۱۸
خودکارآمدی شغلی -> عملکرد شغلی	/۶۳۱ ۰	۶/۹۲	۰	/۴۲۳ ۰	۰/۷۹
خودکارآمدی شغلی -> وقف خود	/۴۷۱ ۰	۴/۹۸۸	۰	/۲۳۷ ۰	۰/۶۲
هوش معنوی -> آگاهی متعالی	۰/۷۷	۱۳/۲۷	۰	/۶۲۳	۰/۸۵۲

[Downloaded from isoedmag.ir on 2026-11-21]

				۰	
هوش معنوی -> اشتیاق شغلی	/۲۷۹ ۰	۲/۳۸۴	/۰۱۷ ۰	/۰۷۴ ۰	۰/۵۳۳
هوش معنوی -> تفکر انتقادی	/۹۵۷ ۰	/۸۵۸ ۷۷	۰	/۹۲۵ ۰	۰/۹۷۶
هوش معنوی -> توانایی	/۲۶۸ ۰	۲/۳۹	/۰۱۷ ۰	/۰۷۴ ۰	۰/۵۳
هوش معنوی -> جذب	/۲۶۷ ۰	۲/۳۹۹	/۰۱۷ ۰	/۰۷۴ ۰	۰/۵۲۴
هوش معنوی -> عملکرد شغلی	/۳۴۷ ۰	۳/۵۴	۰	۰/۱۸	۰/۵۷۲
هوش معنوی -> معنا سازی	/۹۳۶ ۰	۲/۵۸۴	۰	۰/۸۹	۰/۹۶۵
هوش معنوی -> وقف خود	/۲۶۹ ۰	۲/۳۹۹	/۰۱۷ ۰	/۰۷۴ ۰	۰/۵۲۷
هوش معنوی -> گسترش خودآگاهی	/۷۵۲ ۰	/۸۲۴ ۱۲	۰	/۶۰۴ ۰	۰/۸۴

اندازه اثر (f ۲) 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 ۰/۰۲ را اثر کوچک، مقدار ۰/۱۵ را اثر متوسط و مقدار ۰/۳۵ را اثر بزرگ معرفی کرده است. بر اساس نتایج جداول بالا مشاهده می‌شود که اثر خودکار آمدی شغلی بر عملکرد شغلی (f ۲=۰/ ۷۲)، اندازه اثر بزرگ می‌باشد. اثر هوش معنوی بر عملکرد شغلی (f ۲=۰/۲۵) اندازه اثر متوسط رو به بالا و اثر خودکار آمدی شغلی بر اشتیاق شغلی (f ۲=۰/۲۷۵) اندازه اثر متوسط رو به بالا می‌باشد. و اثر هوش معنوی بر اشتیاق شغلی (f ۲=۰/۰۸۹) اندازه اثر کوچک و اثر اشتیاق شغلی بر عملکرد شغلی (f ۲=۰/۱۵۲) 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 درصورتی‌که مقدار Q^2 در مورد یک سازه‌ی درون‌زا سه مقدار ۰/ ۱۵؛ ۰/ ۲۰؛ ۰/ ۳۵ باشد، به ترتیب نشان از قدرت پیش‌بینی ضعیف، متوسط و قوی سازه یا سازه‌های برون‌زای مربوط با آن دارد. جدول زیر نشان می‌دهد که، مقدارQ^2 سازه‌ی درون‌زای اشتیاق شغلی (۰/۳۴) و برای عملکرد شغلی (۰/۶۴) می‌باشد که بیش از مقدار ملاک قوی (۰/۳۵) هستند و این نشان‌دهنده پیش‌بینی قوی مدل در خصوص این سازه‌ها را دارد و برازش مناسب مدل ساختاری تحقیق را تائید می‌کند.

[Downloaded from isoedmag.ir on 2026-11-21]

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	$Q^2 = (1- SSE/SSO)$
اشتیاق شغلی	۱/۲۴۱/۰۰	۸۲۰/۱۷۲	۰/۳۳۹
عملکرد شغلی	۱/۰۹۵/۰۰	۳۹۷/۴۶۲	۰/۶۳۷

تحلیل ماتریس اهمیت–عملکرد (IPMA) آخرین معیار برای ارزیابی درونی مدل است. این معیار به‌منظور 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 خودکار آمدی شغلی (۰/۲۶۳) و اشتیاق شغلی (۰/۱۹) اهمیت بیشتری دارد. ولی خودکار آمدی 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 (IPMA)	
	اثر کل (اهمیت)	عملکرد
خودکارآمدی شغلی	۰/۲۶۳	۹۱/۸۲۷
اشتیاق شغلی	۰/۱۹۹	۵۰/۰۰۸
هوش معنوی	۰/۳۸۵	۴۷/۹۳۹

بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر تعیین میزان برازش 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 درزمینه‌ی 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 برازش 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)، ذاهد بابالان[1] (۲۰۱۸) مؤید و همسو بود، بنابراین می‌توان گفت که مدل مفهومی در این مسیر با مدل تجربی برازش دارد.

[1]. Zahed Babalan

[Downloaded from isoedmag.ir on 2026-11-21]

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، مورسی 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 قره پاپاق، ۱۳۹۹).

در خصوص فرضیه سوم: تأثیر هوش معنوی بر اشتیاق شغلی مثبت و معنادار بود، نتیجه به‌دست‌آمده با پژوهش‌های نوحی (۱۳۹۹) علی نژاد (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 تزاید 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، کاربست، 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 بداند 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)، بندورا۴ (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 درزمینه‌ی 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 متعاونانه، 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 همکاران۵، 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

[Downloaded from isoedmag.ir on 2026-11-21]

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 ارائه‌شده است، اشاره نمود، حال می‌توان گفت که هوش معنوی هم قادر 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، پریسا. (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 جوکندان؛ 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 آموزش‌وپرورش شهرستان میاندوآب*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم تربیتی، دانشگاه شهید مدنی آذربایجانی.

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 _۳۵). آباده، اردیبهشت۹۷* ، 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 شیری، اردشیر. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر هوش معنوی بر عملکرد شغلی با نقش میانجی اشتیاق شغلی، *کنفرانس بین المللی پژوهش‌های نوین در مدیریت، اقتصاد، توانمندی صنعت جهانگردی در توسعه موردمطالعه: شرکت ام اس سرویسز لیمیتد کیش*.

[Downloaded from isoedmag.ir on 2026-11-21]

عباس زاده، فاطمه. (۱۳۹۸). *بررسی رابطه باورهای فراشناختی، احساس پیوستگی روانی و هوش معنوی با عملکرد شغلی معلمان مقطع ابتدایی شهر بردسکن*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم تربیتی ، دانشگاه آزاد اسلامی خراسان رضوی.

عصاره، علیرضا؛ اوضاعی، نسرین و عظی پور، احسان. (۱۳۹۸). رابطه اشتیاق شغلی و خوش‌بینی 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 روان‌شناختی 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، خودانگاره و فرسودگی شغلی معلمان زبان انگلیسی ایرانی: رویکرد مدل معادلات ساختاری. *فصلنامه علمی زبان پژوهی دانشگاه الزهرا*. دوره ۱۳، شماره ۳۹ ص ۳۴ – ۵۳.

ملکی صادقی و فهیمه و عربان، شجاع. (۱۳۹۶). بررسی رابطه خودکارآمدی حرفه‌ای با عملکرد شغلی دبیران زن دوره دوم متوسطه شهر خرم‌آباد. *اولین کنفرانس بین‌المللی علوم اجتماعی، تربیتی، علوم انسانی و روانشناسی*.

موسی پور، صدیف. (۱۳۹۲). *بررسی رابطه هوش معنوی با رفتار شهروندی سازمانی معلمان مقطع متوسطه شهرستان گرمی*، پایان‌نامه 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 بین‌المللی 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*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم تربیتی، دانشگاه محققی اردبیلی.

یکتایی، محمدرضا؛ علیپور، مهدی؛ خسروی، علی و بذرافشان، حانیه. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر هوش معنوی بر عملکرد شغلی، موردمطالعه: اداره آموزش‌وپرورش منطقه ۶ تهران. *مجله علمی پژوهشی مدیریت فرهنگ‌سازمانی*. 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.

[Downloaded from isoedmag.ir on 2026-11-21]

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.

[Downloaded from isoedmag.ir on 2026-11-21]