فصـــلنامه مشاوره شـــغلی و ســـازمانی
دورهٔ ۱۴، شمارهٔ ۵۱، تابستان ۱۴۰۱، ۷۸-۵۹

Quarterly Journal of Career & Organizational Counseling Vol, 14/ No, 51 / Summer 2022/59-78

اعتباریابی و رواسازی نسخه فارسی مقیاس بی‌حوصلگی شغلی در جامعه معلمان ایرانی

Reliability and Validation of the Persian version of the Job Boredom Scale among the Iranian Teachers

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۱/۰۱/۱۷، تاریخ دریافت نسخه نهایی: ۱۴۰۱/۰۳/۲۵، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۴۰۱/۰۴/۱۷

نوع مقاله: علمی – پژوهشی

سلمان زارعی[۱]، نازنین لیلی [۲]و هوشنگ گراوند[۳]

S.Zarei., (PhD)., **N.Lieli**., (M.A)., **& H.Gravand**., (PhD).,

چکیده

هدف: پژوهش حاضر با هـدف اعتباریـابی و رواسـازی نسـخه فارسی مقیاس بی‌حوصلگی شـغلی در جامعـه معلمـان ایرانـی صورت پذیرفت. **روش:** پژوهش حاضر توصیفی- تحلیلـی بـود. در این مطالعه ۵۰۰ نفر از معلمان شاغل شـهر تهـران بـه‌روش در دسترس و با استفاده از پرسشـنامه آنلایـن انتخـاب شـدند. جمع‌آوری داده‌ها با استفاده از پرسشـنامه‌هـای بـی‌حوصـلگی شغلی لی(۱۹۸۶)، اشتیاق شغلی اسکاوفلی(۲۰۰۲)، فرسودگی شغلی مسـلش(۱۹۸۱)، رضـایت شـغلی اسـمیت(۱۹۶۹) بـود. بـرای تحلیـل داده‌هـا از تحلیـل عـاملی اکتشـافی بـه‌روش مؤلفه‌های اصلی و تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. **یافته‌ها:** نتایج حاصل از تحلیل اکتشافی، ساختار عـاملی بـی‌حوصـلگی شغلی با ۱۷ گویه را تأیید نمود که تمام ۱۷ گویـه در ۳ عامـل یکنواختی، برانگیختگی پایین و عدم تمایل به شغل طبقه‌بندی شدند. نتایج تحلیل عاملی تأییدی مؤید برازش خوب مدل سه عاملی بود. ضـرایب روایـی همگـرای بـی‌حوصـلگی شـغلی بـا فرسودگی شغلی ۰/۴۷ و ضرایب روایی واگرا با رضـایت شـغلی ۰/۵۰- و اشتیاق شغلی ۰/۷۴- بدست آمـد. همچنـین پایـایی پرسشنامه به‌روش بازآزمایی در دوره‌ای سه ماهه ارزیـابی شـد که همبستگی معنی‌داری معـادل ۰/۸۷ بـود و ضـریب آلفـای کرونباخ ۰/۹۴ شد که بیانگر تأیید پایـایی بـه روش همسـازی درونی بود. **نتیجه‌گیـری:** بنـابراین، مـی‌تـوان بـه محققـین و دست‌اندرکاران پیشنهاد داد کـه در پـژوهش‌هـای مربـوط بـه تعیین بی‌حوصلگی شغلی و بازنگری وضعیت شغلی معلمـان از این ابزار بهره جویند.

واژه‌های کلیدی: اعتباریـابی، بـی‌حوصـلگی شـغلی، سـاختار عامل.

Abstract

The current study aimed to evaluate the reliability and validation of the Persian version of the Job Boredom Scale among Iranian teachers. The present study was descriptive-analytical, and we selected 500 teachers working in Tehran using the convenience sampling method. We collected data using Lee's Job Boredom Questionnaire (1986), Schaufeli Work Engagement (2002), Maslach Job Burnout Questionnaire (1981), and Smith's Job Satisfaction Questionnaire (1969). Exploratory factor analysis using principal components and confirmatory factor analysis were used to analyze the data. The results of the experimental study confirmed the factor structure of job boredom with 17 items; we classified all 17 items into uniformity, low arousal, and reluctance to work. The confirmatory factor analysis results confirmed the excellent fit of the three-factor model. Convergent validity coefficients of job boredom with burnout were 0.47, divergent validity coefficients with job satisfaction were -0.50, and job enthusiasm was -0.74. Also, the reliability of the questionnaire was evaluated by the test-retest method in quarterly periods, which had a significant correlation of 0.87 and a Cronbach's alpha coefficient of 0.94, which showed the confirmation of reliability by the internal synchronization method. Therefore, researchers and practitioners can be suggested to use this tool in research related to determining job boredom and reviewing the job status of teachers.

Keywords: Reliability, Job Boredom, Factor Structure

۱. نویسنده مسئول: استادیار گروه روانشناسی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران.

Zarei.S@Lu.Ac.Ir

۲. کارشناس ارشد مشاوره شغلی، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، تهران، تهران.

۳. استادیار گروه روانشناسی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران.

مقدمه

بی‌حوصلگی شغلی[1] تجربه‌ای متداول در محیط کار است که بر اساس نظریهٔ همخوانی فرد و شغل، سازمان‌ها باید برای خلق فرصت‌هایی تلاش کنند که کارکنان‌شان بتوانند در شغل خود معنا پیدا کنند (سانچز-کاردُنا، ورا و لوگو[2]، ۲۰۲۰). پژوهش‌های پیشین با نگاهی تک بُعدی به بی‌حوصلگی شغلی نگریسته‌اند و مشاغل یکنواخت و تکراری را مسبب بروز آن قلمداد می‌کنند. همچنین پژوهشگران بیشتر بر پیامدهای مرتبط با کار نظیر تعهد سازمانی متمرکز شده‌اند و بی‌حوصلگی شغلی را در کنار حجم اندک بارِ کار، به‌عنوان مقدمه‌ای برای بروز این پیامدها در نظر گرفته‌اند (کلمنز[3]، ۲۰۲۰). بی‌حوصلگی پدیده‌ی مهم شخصی و اجتماعی است و با میزان توجه افراد ارتباط دارد و بررسی تمرکز حواس افراد می‌تواند در نمایان کردن دلایل و عواقب بی‌حوصلگی مثمرثمر باشد. همانطور که عدم توجه ممکن است به بی‌حوصلگی منجر شود، از طرفی به‌نظر می‌رسد که توجه مداوم به وظایف هم خسته کننده است (هانتر و ایستوود[4]، ۲۰۱۸).

پژوهشگران معتقدند که بی‌حوصلگی شغلی، وضعیتی عاطفی و ناخوشایند است که از سطوح پایین تحریک‌پذیری و عدم به‌کارگیری ظرفیت بدنی یا شناختی افراد شاغل نشأت می‌گیرد و این علائم از عدم وجود چالش در محیط‌های کاری است (گیم[5]، ۲۰۰۷؛ کاس، ووداویچ و کلندر[6]، ۲۰۰۱). به‌نظر می‌رسد که بی‌حوصلگی شغلی هیجانات منفی نظیر پرخاشگری را برمی‌انگیزد و بروز رفتارهای خصمانه بین کارمندان را منجر می‌شود (شاوفلی و سالانوا[7]، ۲۰۱۴).

مقیاس بی‌حوصلگی شغلی توسط لی[8] (۱۹۸۶) از ۱۷ گویه تشکیل شده است که با سؤالاتی نظیر: "آیا شغل شما تکراری به‌نظر می‌رسد؟"، درک و واکنش‌های احساسی نسبت به شغل فرد را ارزیابی می‌نماید. اگرچه طیف نمره‌گذاری در نسخه‌ی اصلی سازنده پرسشنامه مشخص نشده است، لیکن پژوهشگران بسیاری از طیف لیکرت ۵ درجه‌ای برای نمره‌گذاری آن استفاده کرده‌اند. لی (۱۹۸۶) پایایی مقیاس اصلی را ۰/۹۵ اعلام کرد. برآورد سازگاری همسانی درونی فرم‌های

---

1. Job Boredom
2. Sanchez-Cardona, Vera & Lugo
3. Clemons
4. Hunter & Eastwood
5. Game
6. Kass, Vodanovich & Callender
7. Schaufeli & Salanova
8. Lee

کوتاه ۴ تا ۵ ماده‌ای پرسشنامه بی‌حوصلگی شغلی لی LJBS[1] از ۰/۸۵ تا ۰/۹۱ متغیر بوده است (بروئرسیما، کسلر و اسپکتور[2]، ۲۰۱۱؛ ون‌هوفت و ون‌هوفت[3]، ۲۰۱۴).

شواهد روایی اولیه شامل روابط منفی معنی‌دار بین LJBS و نمرات رضایت شغلی بود (لی، ۱۹۸۶). پژوهش‌های بعدی نیز در مورد روایی LJBS دلگرم‌کننده بود. بروئرسیما و همکاران (۲۰۱۱) با استفاده از نمونه‌ای از کارمندان در تعداد زیادی از مشاغل، روابط بی‌حوصلگی شغلی بر رفتارهای کار ضدتولید[4] را بررسی کردند. پژوهشگران چهار گویه از پرسشنامه‌ی JBS[5] که در محیط عینی کار، به‌عنوان معیار بی‌حوصلگی در شغل قلمداد می‌شد را انتخاب نمودند. نتایج نشان داد که نمرات LJBS با ۵ مؤلفه‌ی رفتارهای کار ضدتولید (CWB) شامل سوء استفاده، خراب‌کاری، تَرکِ کار، انحراف از تولید و سرقت رابطه‌ی مثبت و معنادار داشت. نمرات LJBS همچنین با دو خرده مقیاس محرک داخلی و خارجی[6] در پرسشنامه BPS[7] که توسط وودانویچ و کاس (۱۹۹۰) گزارش شده بود، همبستگی داشت. نتایج نشان داد کارکنانی که بی‌حوصلگی شغلی را تجربه کردند و نمره‌ی تحریک خارجی بالایی کسب نمودند، تمایل بیشتری به انجام رفتارهای کار ضد تولید از خود نشان دادند.

مطالعه‌ای توسط (ون‌درهایدن، شپرز و نایزن[8] (۲۰۱۲) انجام شد و نقش بی‌حوصلگی شغلی را در بین کارمندان یقه‌سفید هلندی بررسی کرد. این پژوهش، یک اندازه‌گیری ترکیبی از موارد مندرج در پرسشنامه بی‌حوصلگی شغلی لی و هفت ویژگی محلِ کار که توسط پرسشنامه‌ی تجربه و ارزیابی شغل[9] (ون‌ولدهاون، مایمان، برورسن و فورچیون[10]، ۱۹۹۷) بود. مطابق با شواهد به‌دست آمده، افرادی که بیشتر در محیط کار بی‌حوصلگی را تجربه می‌کردند، هنگام انجام کارشان، بیشتر درگیر حواس‌پرتی بودند. همچنین روابط منفی قابل توجهی نیز بین بی‌حوصلگی شغلی و مهارت‌های مدیریت زمان[11] و بی‌تفاوتی نسبت به کار[12] گزارش شده است.

---

1. Lee's Job Boredom Scale (LJBS)
2. Bruursema, Kessler, & Spector
3 . Van Hooff & Van Hooft
4. Counterproductive Work Behaviors (CWB)
5. Job Boredom Scale (JBS)
6. External And Internal Stimulation
7. Boredom Proneness Scale (BPS)
8. Van Der Heijden, Schepers, & Nijssen
9. Questionnaire On The Experience And Assessment Of Work
10. Van Veldhoven, Meijman, Broersen, & Fortuin
11. Time Management Skills
12. Work Indifference

وودانویچ (۲۰۰۳) بررسی جامعی از اقدامات روان‌سنجی مرتبط با بی‌حوصلگی انجام داد. از آن زمان تا کنون، مطالعات زیادی در مورد مقیاس‌های موجود انجام شد. پژوهش‌هایی که از سال ۲۰۰۳ تا امروز منتشر شده است، ۱۶ مقیاس را برای بی‌حوصلگی در حوزه‌های گوناگون معرفی نمودند که در این میان دو مقیاس بی‌حوصلگی شغلی لی و بی‌حوصلگی هلندی (DUBS)[1] بیشترین کاربرد را در حیطه‌ی شغلی دارا می‌باشند (وودانویچ و وات[2]، ۲۰۱۶).

مطالعات ون‌هوفت و همکاران (۲۰۱۴) نشان داد که نمرات مقیاس بی‌حوصلگی شغلی هلندی DUBS به طور معنی‌داری با نمره نسخه‌ی کوتاه شده و اندکی اصلاح شده از مقیاس بی‌حوصلگی لی دارای همبستگی قوی ۰/۸۸ هستند. بروئرسیما و همکاران (۲۰۱۱) معتقدند که برخی مشاغل به ارزیابی عینی وظایف شغلی نیاز دارند. در حالی‌که برخی دیگر در پی کشف احساس افراد نسبت به شغل خود هستند. از این‌رو استفاده از ابزار مناسب برای سنجش بی‌حوصلگی ملموس و ناملموس در محیط کار، ذهن پژوهشگران را به خود مشغول کرده است.

نتایج مطالعات اخیر که بی‌حوصلگی محیط‌های کار را بررسی نمودند، به این مهم اشاره داشتند که پرسشنامه ۱۷ سوالی بی‌حوصلگی شغلی لی (۱۹۸۶)، به‌عنوان یکی از ابزارهای کاربردی و مهم برای اندازه‌گیری بی‌حوصلگی در محیط کار بوده و نسبت به پرسشنامه‌های مشابه در سطح جهانی، ابزاری قابل اعتمادتر و توانمندتر برای ارزیابی بی‌حوصلگی شغلی است. سایر ابزارها نیز بر مبنای پرسشنامه‌ی بی‌حوصلگی شغلی لی توسط پژوهشگران ساخته شده و مورد استفاده قرار گرفته‌اند (وودانویچ و همکاران، ۲۰۱۶). این واقعیت حتی در فرم‌های کوتاه شده‌ی مقیاس LJBS نیز به وضوح صادق است. لذا با مد نظر قرار دادن مطالب ذکر شده، این پژوهش در صدد بومی‌سازی و معرفی ابزار جهانی و توانمند برای سنجش سازه بی‌حوصلگی شغلی است تا به مدد آن، زمینه‌ی ارزیابی به‌موقع و اقدام مؤثر در جهت رویارویی با بی‌حوصلگی شغلی را فراهم نماید. بنابراین پژوهش حاضر به‌دنبال پاسخگویی به این سؤال است که آیا نسخه فارسی مقیاس بی‌حوصلگی شغلی از پایایی و روایی برخوردار است؟

روش پژوهش

پژوهش حاضر توصیفی و از نوع مطالعات روان‌سنجی است. جامعه آماری معلمان شاغل مقاطع پیش‌دبستانی، ابتدایی و متوسطه شهر تهران در سال تحصیلی ۹۹-۱۳۹۸ بودند. کلاین[3] (۲۰۱۵)، معتقد است در تحلیل عاملی اکتشافی، برای هر متغیر ۱۰ تا ۲۰ نمونه لازم است و

1. Dutch Boredom Scale (DUBS)
2. Vodanovich & Watt
3. Kline

دست کم حجم نمونه ۲۰۰ قابل دفاع است؛ اما در تحلیل عامل تأییدی حداقل حجم نمونه بر اساس عامل‌ها تعیین می‌شود نه متغیرها. اگر از مدل‌یابی معادلات ساختاری استفاده شود ۲۰ نمونه برای هر عامل لازم است و به طور کلی حداقل ۲۰۰ نمونه توصیف شده است؛ بنابراین ۵۵۰ معلم (با در نظر گرفتن ریزیش احتمالی حجم نمونه) به عنوان نمونه انتخاب شدند. روش نمونه‌گیری با توجه به محدودیت تردد هنگام جدی شدن خطر کرونا در ایران به صورت غیر احتمالی و پرسشنامه آنلاین بود. در این نوع پیمایش‌ها هیچ تلاشی برای شناسایی چهارچوب نمونه‌گیری با انتخاب تصادفی نمونه صورت نمی‌گیرد. این شیوه عموماً در مواردی که شناسایی جامعه پژوهش و یا تماس با یک نمونه احتمالی از جامعه مشکل است مورد استفاده قرار می‌گیرد. ناتان[1] (۲۰۰۳) نیز اذعان داشته که اکثر پیمایش‌های اینترنتی مبتنی بر نمونه‌گیری غیراحتمالی و خودگزینشی هستند. پرسش‌نامه‌ها از از طریق واتساپ[2] در گروه‌های واتساپی که معلمان در ایام آموزش مجازی به عنوان مکمل شبکه آموزش دانش‌آموزی (شاد) برای هر درس تشکیل داده بودند و همچنین تقاضای همکاری از دوستان و همکاران پژوهشگران که با معلمان در ارتباط بودند، اشاره کرد. پس از پالایش اولیه داده‌ها و حذف نمونه‌های مخدوش و ناقص شامل داده‌های مفقودی، در نهایت ۵۰۰ نفر (۳۰۰ مرد و ۲۰۰ زن) تجزیه و تحلیل شد. در مرحلهٔ بازآزمایی، با گذشت سه ماه از اجرای اول پرسشنامه‌ها، ۱۰ درصد از شرکت‌کنندگان مرحلهٔ اول معادل ۵۰ نفر به‌طور تصادفی ساده انتخاب شدند و دوباره به سؤالات پاسخ دادند. ملاک‌های ورود به مطالعه شامل اشتغال به تدریس در یکی از مقاطع تحصیلی پیش‌دبستانی، ابتدایی، دبیرستان و هنرستان و تمایل داشتن جهت مشارکت در پژوهش و ملاک‌های خروج از مطالعه تکمیل پرسشنامه‌ها به صورت ناقص یا نامعتبر بود.

ابزارهای اندازه‌گیری پژوهش

مقیاس بی‌حوصلگی شغلی (JBS)[3] توسط لی در سال ۱۹۸۶ ساخته شد. تعداد ماده‌های این مقیاس ۱۷ گویه است و برای سنجش از یک طیف رتبه‌بندی پنج درجه‌ای از ۱ (کاملاً مخالفم) تا ۵ (کاملاً موافقم) استفاده می‌شود. در نمونه‌ای ۳۲۲ نفری متشکل از خواهران روحانی، ضریب آلفای کرونباخ پرسشنامه را ۰/۹۵ گزارش کرد. همچنین در این گزارش به وجود همبستگی و رابطهٔ معنی‌دار منفی بین بی‌حوصلگی شغلی با رضایت شغلی (r=-۰/۴۹) که با استفاده از پرسشنامهٔ شاخص توصیف شغل حاصل گشته، اشاره شده است. پرسشنامه بی‌حوصلگی شغلی

1 . Nathan
2 . Whatsapp
3. Job Boredom Scale

سؤالاتی نظیر: "من اغلب در کارم بی‌حوصله می‌شوم" و "کار من یکنواخت است" دارد. این پرسشنامه فاقد خرده مقیاس و دارای نمرهٔ کلی با حداقل نمرهٔ ۱۷ و حداکثر ۸۵ است. کسب نمرهٔ بالاتر توسط آزمودنی به منزلهٔ بی‌حوصلگی بیشتر فرد در شغل است (لی، ۱۹۸۶). به‌دلیل عدم هنجاریابی پرسشنامهٔ بی‌حوصلگی شغلی لی در ایران؛ پایایی و روایی داخلی برای این مقیاس تاکنون گزارش نشده است. در این پژوهش ضریب آلفای کرونباخ برای سازه بی‌حوصلگی شغلی معادل ۰/۹۴ به‌دست آمد.

مقیاس اشتیاق شغلی (UWES-17)[1] توسط شاوفلی، سالانوا، گنزالز-روما و باکر در سال ۲۰۰۲ طراحی شده است (شاوفلی و همکاران، ۲۰۰۲b). شامل سه خرده مقیاس است که عبارتند از: ۱- خرده مقیاس شوق داشتن به کار[2] (گویه‌های ۱ تا ۶)، ۲- خرده مقیاس وقف کار شدن[3] (گویه‌های ۷ تا ۱۱) و ۳- خرده مقیاس جذب شدن در کار[4] (گویه‌های ۱۲ تا ۱۷). این مقیاس ۱۷ سوال دارد که هر عبارت دارای مقیاس لیکرت پنج درجه‌ای است که از ۱ تا ۵ (۱= کاملا مخالف تا ۵= کاملا موافقم) نمره‌گذاری می‌شود. دامنه نمرات برای خرده مقیاس‌های شوق داشتن به کار و جذب شدن در کار از حداقل ۶ و حداکثر ۳۰ است. همچنین دامنه‌ی نمرات برای خرده مقیاس وقف کار شدن بین ۵ تا ۱۵ می‌باشد. نمره بالاتر در هر خرده مقیاس نشان دهنده عملکرد بهتر در آن عامل است (شاوفلی و باکر[5]، ۲۰۰۴). آلفای کرونباخ برای کل مقیاس و خرده مقیاس‌های شوق داشتن به کار، وقف کار شدن و خرده مقیاس جذب شدن در کار به ترتیب برابر ۰/۹۳، ۰/۷۹، ۰/۵۸ و ۰/۸۵ گزارش شده است. همچنین مطالعات نشان داده است که ارتباط قوی بین سه عامل مقیاس اشتیاق شغلی با همبستگی ۰/۶۰ تا ۰/۹۹ وجود دارد (هالبرگ و شاوفلی[6] (۲۰۰۶)؛ شاوفلی و باکر (۲۰۰۳)؛ شاوفلی و همکاران، (۲۰۰۲b و ۲۰۰۶)). تاجی و مهداد (۱۳۹۸) پایایی این پرسشنامه را با روش آلفای کرونباخ معادل ۰/۹۶ گزارش کردند. در این پژوهش ضریب آلفای کرونباخ برای سازه اشتیاق شغلی معادل ۰/۹۵ به‌دست آمد.

سیاهه فرسودگی شغلی (JBI)[7]توسط مسلش و جکسون[8](۱۹۸۱) ساخته شده است که بر برآورد جدیدی از پدیده تنیدگی (استرس)، یعنی فرسودگی مبتنی است(مسلش و همکاران،

---

1. Utrecht Work Engagement Scale
2. Vigor
3. Dedication
4. Absorption
5. Schaufeli & Bakker
6. Hallberg & Schaufeli
7. Job Burnout Inventory
8. Maslach & Jackson

۱۹۸۱). این سیاهه شامل ۲۲ ماده است که به سنجش خستگی هیجانی[1] (گویه‌های ۲۰، ۱۶، ۱۴، ۱۳، ۸، ۶، ۳،۲،۱)، مسخ شخصیت[2] (گویه‌های ۲۲، ۱۵، ۱۱، ۱۰، ۵) و کاهش موفقیت فردی[3] (گویه‌های ۲۱، ۱۹، ۱۸، ۱۷، ۱۲، ۹، ۷، ۴ در چهارچوب فعالیت حرفه‌ای پرداخته است. ماده‌های این سیاهه بر اساس مقیاس لیکرت ۷ درجه‌ای از ۰= هرگز تا ۶= خیلی زیاد نمره‌گذاری می‌شوند. سئوالات (۲۲، ۲۰، ۱۶، ۱۵، ۱۴، ۱۳، ۱۱، ۱۰، ۸، ۶، ۵، ۳، ۲، ۱) این پرسشنامه دارای نمره‌گذاری معکوس و سئوالات (۲۱، ۱۹، ۱۸، ۱۷، ۱۲، ۹، ۷، ۴) به‌صورت مستقیم محاسبه می‌شوند. مجموع نمره‌های مرتبط به گزاره‌های هر یک از ابعاد فرسودگی شغلی به‌طور مجزا محاسبه می‌شود. نمرات بالای خستگی هیجانی و مسخ شخصیت و نمره‌ی پایین عدم موفقیت نشان‌گر فرسودگی شغلی است ضریب اعتبار درونی نیز برای خستگی هیجانی ۰/۹۰، مسخ شخصیت ۰/۷۹ و کاهش موفقیت فردی را ۰/۷۱ و ضرایب روایی همگرا برای نمونه‌های مختلف از ۰/۲۰ تا ۰/۵۶ برآورد شده است (مسلش و جکسون، ۱۹۸۶). پایایی و روایی این سیاهه برای اولین بار در ایران توسط فیلیان (۱۳۸۹) مورد تأیید قرار گرفته است. بر این اساس ثبات داخلی این سیاهه گویای وجود همبستگی قوی در دو مرحله آزمون مجدد بوده و مقدار همبستگی آن معادل R=۰/۶۹ گزارش شده است. همچنین ضریب پایایی آن با روش آلفای کرونباخ ۰/۷۸ برآورد شده است. همچنین در این پژوهش ضریب آلفای کرونباخ برای سازه فرسودگی شغلی معادل ۰/۷۷ به‌دست آمد.

شاخص توصیف شغل (JDI)[4] که توسط اسمیت، کندال و هیولین[5] (۱۹۶۹) ساخته شده است، یکی از رایج‌ترین و دقیق‌ترین ابزارهای اندازه‌گیری رضایت شغلی است (اسمیت و همکاران، ۱۹۶۹). این شاخص ۷۲ سوال دارد که شش عامل شامل رضایت از ماهیت کار[6]؛ رضایت از حقوق[7]؛ رضایت از سرپرستی[8]؛ رضایت از ترفیعات[9]؛ رضایت از همکاران[10] و رضایت از شرایط محیط کار را می‌سنجد.. ماده‌های آن به صورت ۵ درجه‌ای از ۱=کاملاً مخالفم تا ۵=کاملاً موافقم نمره‌گذاری می‌شود و نمره بالا بیانگر رضایت شغلی بالاتر است. اعتبار این پرسشنامه

---

1. Emotional Exhaustion
2. Dehumanisation
3. Personal Accomplishment
4. Job Descriptive Index Short Form
5. Smith, Kendall & Hulin
6. Nature Of Work
7. Salary
8. Supervision
9. Opportunities For Promotion
10. Co-Workers

توسط سازندگان آزمون بین ۰/۶۲ تا ۰/۸۹ گزارش شده است. آن‌ها همچنین نتایج این آزمون را با سایر ابزارهای سنجش رضایت شغلی مقایسه کرده و آن را معتبر دانستند (اسمیت و همکاران، ۱۹۶۹). در مطالعه شکرکن (۱۳۶۹) با روش دونیمه سازی بر روی ۸۹۴ نفر ضرایب اعتبار شاخص توصیف شغل برای عوامل خشنودی از کار ۰/۸۴، از سرپرست ۰/۹۱، از حقوق ۰/۸۳، از ترفیعات ۰/۹۲، از همکاران ۰/۷۴ و خشنودی کلی ۰/۹۴ به دست آمده است. همچنین در این پژوهش ضریب آلفای کرونباخ برای سازه رضایت شغلی معادل ۰/۹۲ به‌دست آمد.

روش تحلیل: برای ارزیابی ساختار عاملی مقیاس بی‌حوصلگی شغلی، ابتدا روایی صوری و محتوایی ابزار بررسی و در مرحله بعد از روش تحلیل عاملی اکتشافی، با کاربرد روش استخراج مؤلفه‌های اصلی[1] و چرخش واریماکس[2] استفاده شد. این تحلیل با پذیرش شرط ارزش ویژه مساوی و یا بزرگتر از ۱ و بارعاملی مساوی و یا بزرگتر از قدرمطلق ۰/۴ انجام شد. قبل از استخراج عوامل آزمون، کفایت نمونه‌برداری کایزر- مایر- اولکین[3] و آزمون کرویت بارتلت[4] به عنوان پیش‌فرض‌های تحلیل عاملی بررسی شدند. سپس روش تحلیل عاملی تأییدی برای تأیید ساختار عاملی اکتشافی به کار برده شد. به منظور ارزیابی برازش مدل از شاخص‌های برازش استفاده شد. برای اینکه مدل از برازش قابل قبولی برخوردار باشد باید ارزش شاخص‌های GFI، AGFI، CFI، NFI، IFI، RFI بزرگتر از ۰/۹ و ارزش شاخص‌های RMSEA کوچکتر از ۰/۰۸ و بهتر است کوچکتر از ۰/۰۶ باشد (کلاین[5]، ۲۰۱۵). تمام تحلیل‌ها با استفاده از نرم‌افزاری آماری برای علوم اجتماعی (SPSS) ویراست ۲۲ و نرم‌افزار آموس (AMOS) ۲۴ انجام گردید.

یافته‌ها

این پرسشنامه برای اولین بار در ایران به‌کار گرفته شد. روال کار به این صورت بود که برای ارزیابی روایی محتوا و ظاهر پرسش‌نامه در دو زبان منبع و هدف، توصیه می‌شود که از روش استاندارد ترجمه رو به جلو به عنوان راهنمای تطبیق بین فرهنگی پرسشنامه استفاده شود (جونز و کی[6]، ۱۹۹۲). این روش شامل مراحل ترجمه، ترجمه معکوس، مرور کارشناسان و مطالعه پایلوت است. روال کار به این صورت بود که ابتدا متن اصلی پرسش‌نامه توسط یک متخصص زبان انگلیسی و یک متخصص مشاوره شغلی به صورت مستقل به فارسی برگردانده شد و پس از

---

1 . Principal Component
2 . Varimax Rotation
3 . Kaiser -Meyer- Olkin
4 . Kervit Bartlett Test
5 . Kline
6. Jones & Kay

بحث و گفتگو میان مترجمین، ترجمه‌ها ترکیب و نسخه نهایی ترجمه مرحله اول تهیه شد. در مرحله دوم پرسشنامه ترجمه شده توسط دو مترجم مستقل مجددا به انگلیسی برگردانده شد و آنگاه برای اطمینان بخشی از اینکه هر دو نسخه انگلیسی معادل یکدیگرند و بار معنایی یکسانی دارند از دو نفر کارشناس زبان انگلیسی دیگر خواسته شد تا نسخه ترجمه اولیه را با نسخه اصلی تطبیق دهند و در نهایت پس از بحث بین مترجمین، اصلاحات لازم در نسخه فارسی اعمال و نسخه نهایی ترجمه آماده شد. برای ارزیابی روایی محتوایی از روش کیفی و کمی استفاده شد. برای بررسی روایی کیفی، سؤالات در اختیار ۱۰ نفر از متخصصان مشاوره و روانشناسی از چند دانشگاه دولتی قرار گرفت تا نظر اصلاحی خود را در خصوص دستور زبان، جمله‌بندی و قرار گرفتن عبارات در جای مناسب اعمال نمایند. درخور ذکر است برای بررسی روایی محتوایی به شکل کمّی، از دو ضریب نسبت روایی محتوایی[1] (CVR) و شاخص روایی محتوا (CVI: Content Validity Index) استفاده شد. برای تعیین CVR از متخصصان درخواست شد تا هرآیتم را براساس طیف سه قسمتی «ضروری است»، «مفید است ولی ضرورتی ندارد» و «ضرورتی ندارد» بررسی نماید که در نهایت بر اساس پاسخ‌ها، نسبت روایی محتوا با استفاده از فرمول پایین محاسبه گردید. همچنین دامنه قابل قبول به تعداد متخصصان بستگی دارد که در این مطالعه بر اساس قضاوت ۱۰ متخصص، عدد ۰/۶۲ در نظر گرفته شد (دی‌ون و همکاران[2]، ۲۰۰۷). به عبارتی اگر مقدار CVR محاسبه شده برای هر آیتم، مساوی یا بالاتر از ۰/۶۲ باشد، اعتبار محتوای آن آیتم تأیید می‌گردد.

$$CVR = \frac{n_E - \frac{N}{2}}{\frac{N}{2}}$$

در این رابطه n_E تعداد متخصصانی است که به گزینه ی ضروری پاسخ داده اند و N تعداد کل متخصصان است. با توجه به اینکه مقدار CVR تمام گویه‌ها بزرگتر از ۰/۶۲ بود همه‌ی آنها در پرسشنامه حفظ شدند.

پس از تعیین و محاسبه CVR، با درخواست از گروه متخصصان، مجدداً پرسشنامه جهت محاسبه CVI به آنان داده شد و از آنان درخواست گردید که در مورد هر یک از آیتم‌ها، سه معیار (مربوط یا اختصاصی بودن، سادگی و روان بودن، و وضوح یا شفاف بودن) را بر اساس طیف لیکرتی ۴ قسمتی اظهار نظر نمایند. مثلاً جهت معیار مربوط بودن گزینه‌های، نامرتبط= ۱، نیاز به تغییر زیاد= ۲، نیاز به تغییر کم = ۳ و کاملاً مرتبط = ۴؛ جهت معیار واضح بودن گزینه‌های،

1. Content Validity Ratio
2. Devon

مبهم= ۱، نیاز به تغییر زیاد= ۲، نیاز به تغییر کم= ۳ و واضح= ۴؛ و در نهایت جهت معیار ساده بودن گزینه‌های، غیرقابل فهم= ۱، نیاز به تغییر زیاد= ۲، نیاز به تغییر کم= ۳ و کاملاً قابل فهم = ۴ به کار گرفته شد و سپس با استفاده از فرمول CVI شاخص روایی محتوا محاسبه شد:

$$CVI = \frac{\text{نسبت تعداد متخصصین که به آیتم نمره ۳و۴ داده اند}}{\text{تعداد کل متخصصین}}$$

CVI باید بزرگتر از ۰/۷۹ باشد و ما حق حذف سوال نداریم و باید سوالات را اصلاح کنیم اما در CVR سوالات حذف می‌شوند. در پژوهش حاضر ضریب CVI پس از اصلاح برخی از گویه‌ها ۰/۸۹ بدست آمد که رضایت بخش بود.

تحلیل عاملی اکتشافی

از آنجا که اجرای این روش بر پایه مفروضه‌هایی استوار است که هر کدام می‌تواند در قابل اجرا بودن این روش اثر داشته باشد، از این رو ابتدا وجود این مفروضه‌ها بررسی شده است:

۱. مناسب بودن داده‌ها: در پاسخ برای اطمینان از مناسب بودن داده‌ها و کفایت نمونه‌برداری از آماره KMO استفاده شد. مقدار کومو بین صفر تا یک است. اما اگر مقدار آن حداقل ۰/۷۰ باشد، نشان دهنده کفایت داده‌ها می‌باشد. اگر اندازه KMO بالاتر از ۰/۷۰ باشد می‌توان تحلیل عاملی را انجام داد و از کفایت نمونه‌برداری برخوردار است (هومن، ۱۳۸۵). در پژوهش حاضر مقدار KMO به دست آمده برابر ۰/۹۴ است که نشان دهنده کفایت داده‌ها می‌باشد.

۲. همبسته بودن متغیرها: این پیش‌فرض با استفاده از آماره بارتلت مورد بررسی قرار می‌گیرد و مقدار این آماره باید معنی‌دار باشد (هومن، ۱۳۸۵). در این پژوهش مقدار آماری آزمون کرویت بارتلت ($\chi^2_{۱۳۶}$=۵۲۴۴/۱۲،p<۰/۰۰۱) شد که سطح معنی‌داری آن کمتر از ۰/۰۰۱ است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که اجرای تحلیل عاملی بر اساس ماتریس همبستگی حاصل در گروه نمونه مورد مطالعه، قابل توجیه بوده است.

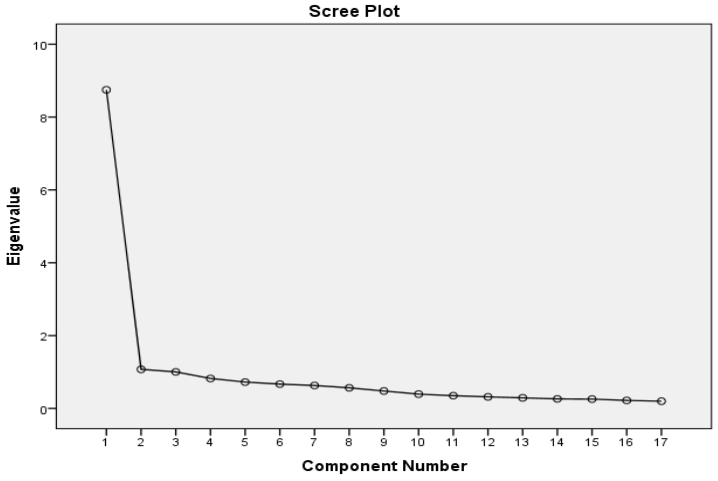
۳. بار عاملی سؤال‌ها: مقدار بار عاملی به عنوان یک معیار تجربی برای تفسیر عامل‌ها استفاده می‌شود و اگر بار عاملی ۰/۴ و یا بیشتر باشد می‌توان آن را معنی‌دار فرض کرد. همبستگی یک متغیر با یک عامل را بار عاملی گویند (کلاین، ۲۰۱۵). برخی از تحلیل‌گران عاملی در بعضی از مطالعات به بارهای عاملی کمتر از ۰/۳ یا حتی ۰/۴ اهمیت نمی‌دهند؛ زیرا با این وضعیت ما هرگز به ماتریس عاملی نمی‌رسیم؛ پس همیشه ماتریس عاملی را از ماتریس

همبستگی تخمین می‌زنیم (کلاین، ۲۰۱۵). بـه منظـور بررسـی معنـی‌داری بارهـای عـاملی روش‌های مختلفی وجود دارد بار عاملی ۰/۴ بیانگر آن است که ۱۶ درصد از واریـانس متغیـر به وسیله عامل تبیین می‌شود. این مقدار واریانس تبیین شده، به اندازه‌ای هست که بتوان بار عاملی را قابل توجه دانست. به همین علت در تحلیل‌های عاملی بـا حجـم حـداقل ۱۰۰ نفـر، ۰/۴۰ ملاک قابل قبولی می‌باشد.

۴. معیار دیگری که باید در تعیین تعداد عوامل در نظر گرفته شود، تعداد متغیرهـایی هسـتند کـه ذیـل هر عامل قرار می‌گیرند. فلوید و ویدامن حضور ۲ و یا ۳ متغیر در هر عامل را کـافی مـی‌دانـد (فویـد و ویدامن[1]، ۱۹۹۵: ۲۹۲). کمری معتقد است که حداقل ۳ متغیر باید در هر عامل وجـود داشـته باشـد (کمری[2]، ۱۹۸۸). بنابراین، مدلی که در آن یک متغیر ذیـل یـک عامـل قـرار گیـرد، مـدل مطلـوبی محسوب نمی‌شود. البته باید توجه داشت که برای تعیین تعداد عواملی که باید اسـتخراج کـرد، عـلاوه بر قواعد مذکور که بیشتر الزمات ریاضی روش EFA را شامل می‌شوند، محقق بایـد چـارچوب نظـری که برای اهداف مطالعه خود انتخاب کرده است را نیز در نظر بگیرد. بـه عبـارت دیگـر، تعـداد عوامـل انتخاب شده باید علاوه بر رعایت الزامات ریاضی روش EFA، با چارچوب نظری مطالعه نیـز هماهنـگ باشد. یعنی، محقق باید چندین گزینه را بیازماید و از بین آنها مدلی کـه بیشـتر بـا چـارچوب نظـری تحقیق هماهنگ است را انتخاب کند.

برای به دست آوردن ساختار عاملی پرسشـنامه، عامـل‌هـای اسـتخراج شـده بـا اسـتفاده از چـرخش واریماکس، به محورهای جدید که نسبت به هم با زاویه‌ای قائم قـرار مـی‌گیرنـد، انتقـال داده شـد پـس از اجرای تحلیل عاملی، تعداد ۳ عامل اصلی استخراج شد. برای تعیین اینکه ابزار سـنجش مـورد مطالعـه (و به بیان دقیق‌تر، مجموعه سؤال‌ها) از چند عامل معنـی‌دار اشـباع شـده، دو شـاخص عمـده ارزش ویـژه و نسبت واریانس تبیین شده توسط هر عامل، مورد توجه قرار گرفته است. برای نمایش مقدار ویـژه در برابـر تعداد عامل‌های مشخص شده از نمودار اسکری[3] استفاده شده اسـت. از نمـودار اسـکری کـه در شـکل ۱ نشان داده شده است، می‌توان استنباط کرد که شیب نمودار در عامل سوم تقریباً افقی می‌شود و ایـن امـر نشان دهنده آن است که مجموعه متغیرها احتمالاً از سه عامل اشباع شده اسـت و نیـز سـهم سـه عامـل اول در تبیین واریانس کل متغیرها چشم‌گیر است.

1 . Floyd & Widaman
2 . Comrey
3 . Scree Plot



شکل ۱: مقادیر ویژه مربوط به مؤلفه‌های استخراج شده در تحلیل عاملی اکتشافی

جدول ۲: تبیین کل واریانس توسط عامل‌های استخراج شده در تحلیل عاملی اکتشافی

مؤلفه‌ها	مقادیر ویژه اولیه			مجموع مجذورات بارهای عاملی چرخش یافته		
	کل	درصد	درصد تجمعی	کل	درصد	درصد تجمعی
۱	۸/۷۴	۵۱/۴۵	۵۱/۴۵	۴/۸۵	۲۸/۵۷	۲۸/۵۷
۲	۱/۰۷	۶/۳۱	۵۷/۷۶	۳/۹۶	۲۳/۳۱	۵۱/۸۸
۳	۱	۵/۸۹	۶۳/۶۶	۲	۱۱/۷۸	۶۳/۶۶

همان‌طور که جدول ۲ و شکل ۱ نشان می‌دهند، ۳ مؤلفه که مقدار ویژه آنها بیشتر از یک است استخراج شده‌اند. این مؤلفه‌ها، در مجموع حدودل ۶۴ درصد از کل واریانس مربوط به بی‌حوصلگی شغلی معلمان را تبیین می‌کنند که در این بین بیشترین سهم را مؤلفه اول حدود ۲۹ درصد و کمترین سهم را مؤلفه سوم ۱۲درصد به خود اختصاص داده‌اند. بر خلاف روش بدون چرخش، در روش چرخش عامل‌ها (واریماکس) هر یک از عوامل نسبت تقریباً یکسانی از تغییرات را توضیح می‌دهند (کشکر و خوارزمی، ۱۳۹۴).

به منظور تحقیق درباره ماهیت روابط بین متغیرها و نیز دستیابی به نام‌گذاری مناسب عامل‌ها، ضرایب بالاتر از ۰/۴۰ در تعریف عامل‌ها مهم و با معنی بوده و ضرایب کمتر از این حدود به عنوان عامل تصادفی در نظر گرفته شده است. هرچه بار عاملی یک سؤال زیادتر باشد، نفوذ آن

سؤال در تبیین ماهیت عامل مورد نظر بیشتر است. نامگذاری عامل‌ها نیز با توجه به بار عاملی گویه‌هایی که عامل‌های استخراج شده در آنها بزرگ‌ترین سهم را داشته‌اند، صورت گرفت و نتایج ماتریس چرخش یافته با شیوه واریماکس در جدول ۳ نمایش داده شده است.

جدول ۳: ماتریس عامل‌های چرخش یافته به روش واریماکس (متعامد) در تحلیل عاملی

آیتم	سؤالات	مؤلفه ۱	مؤلفه ۲	مؤلفه ۳
۲	کار من یکنواخت است.	۰/۸۱		
۶	کار من در حال سکون است.	۰/۷۲		
۱۳	کار من به نظر تکراری می‌آید.	۰/۸۰		
۱۵	یکنواختی توصیف کار من است.	۰/۸۱		
۱۶	کار امروز من تقریباً همان کار روز بعد است.	۰/۷۳		
۱۷	من نسبت به کارم بی‌تفاوت هستم.	۰/۵۵		
۱۲	در کارم دوره‌های طولانی بی‌حوصلگی وجود دارد.	۰/۷۰	۰/۴۱	
۵	من اغلب از کارم خسته می‌شوم.		۰/۶۰	
۷	روزهای کاری من خیلی به آهستگی سپری می‌شوند.		۰/۵۷	
۸	من در کارم زودرنج شدم.		۰/۷۵	
۹	من در طول روز از نظر روانی دچار بی‌حالی می‌شوم.		۰./۷۶	
۱۰	من در کارم خواب‌آلود می‌شوم.		۰/۶۶	
۱۱	به نظر می‌آید در کار من زمان به کندی می‌گذرد.		۰/۶۵	
۱۴	در طول روز کاری، به کارهای دیگر فکر می‌کنم.		۰/۴۱	
۱	من اغلب در کارم بی‌حوصله می‌شوم.		۰/۵۹	
۳	تمایل دارم در صورت دستمزد یکسان هرچندگاهی از یک شغل به شغلی دیگر وارد شوم.			۰/۷۷
۴	من کاری که انجام می‌دهم را دوست ندارم.			۰/۷۶

نتایج حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد سؤالات پرسشنامه در ۳ مؤلفه طبقه‌بندی شدند که بار عاملی تمامی سؤالات بالاتر از ۰/۴ بود بنابراین هیچ سؤالی حذف نشد؛ و فقط سؤال ۱۲ تحت پوشش ۲ مؤلفه قرار گرفتند، بطوریکه در عامل اول دارای بار عاملی ۰/۷۰ و در عامل دوم دارای بار عاملی ۰/۴۱ بود، به دلیل اینکه بار عاملی نزدیک به هم نبود، این سؤال هم قابل اعتماد تشخیص داده شد و در عامل دوم قرار گرفت. از آنجایی که تاکنون، پژوهشی با روش تحلیل عاملی بر روی این پرسشنامه انجام نشده بود، با توجه به بررسی ادبیات موضوع، عوامل انتخاب شدند؛ بر اساس اطلاعات جدول ۶، مؤلفه‌های بی‌حوصلگی شغلی به ترتیب سهم آنها در

تبیین تغییرات بی‌حوصلگی شغلی شامل ۱- یکنواختی (۲۸/۵۷ درصد)، ۲- برانگیختگی پایین (۲۳/۳۱ درصد) و ۳- عدم تمایل به شغل (۱۱/۷۸ درصد) می‌باشند.

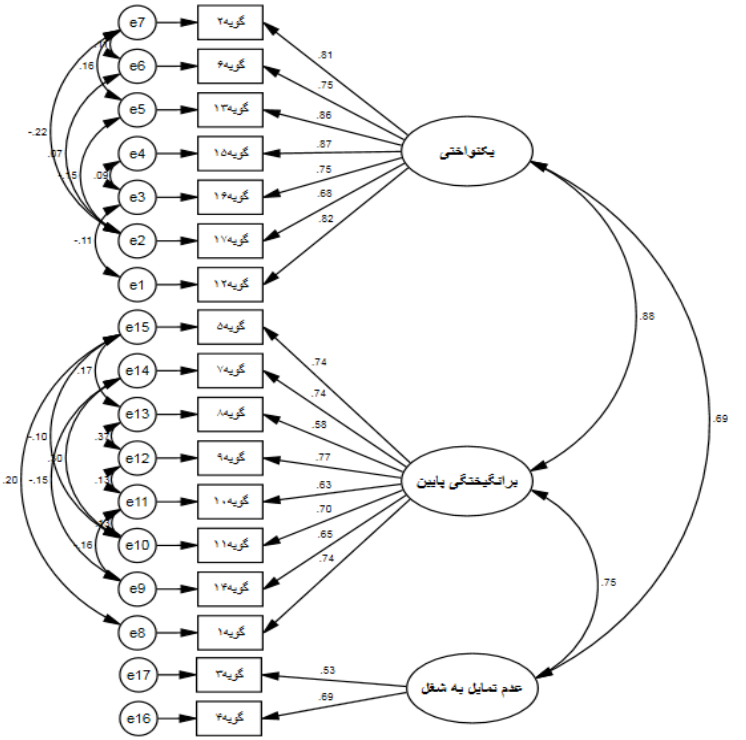
تحلیل عاملی تأییدی

در تحلیل تأییدی که بر اساس مدل اکتشافی استخراج شده انجام گرفت، مدل تأیید شد. به منظور بررسی نیکویی برازش مدل با داده‌های پژوهش، شاخص مربوط به برازش مدل ارائه می‌شوند. جدول ۴ شاخص‌های برازش مدل بی‌حوصلگی شغلی را نشان می‌دهد.

جدول ۴: شاخص‌های برازندگی مدل‌های پیشنهادی و اصلاح شده

شاخص	χ^2	df	P	χ^2/df	RMSEA	GFI	AGFI	CFI	NFI	IFI	TLI
مدل پیشنهادی	/۹۰ ۵۴۸	۱۱۶	۰/۰۰۱	۴/۷۳	۰/۰۸۶	۰/۸۹	۰/۸۵	۰/۹۲	۰/۹۰	۰/۹۲	۰/۹۰
مدل اصلاح شده	/۴۴ ۳۲۲	۱۰۰	۰/۰۰۱	۳/۲۲	۰/۰۶۷	۰/۹۳	۰/۹۰	۰/۹۶	۰/۹۴	۰/۹۶	۰/۹۴
مقدار مطلوب	–	–	>۰/۰۵	<۵	<۰/۰۸	۰/۹۰ >	۰/۸۵ >	۰/۹۰ >	۰/۹۰ >	۰/۹۰ >	۰/۹۰ >

با توجه به مندرجات جدول ۴ مقدار مجذور کای به دست آمده در مدل به لحاظ آماری معنادار است (P<۰/۰۰۱)، ولی با توجه به اینکه این شاخص در مواردی که حجم نمونه بالاست معنادار می‌شود، قابل اغماض هست. در عوض به جای شاخص مجذور کای به تفسیر شاخص دیگری به نام نسبت مجذور کاری بر درجه آزادی (χ^2/df) می‌پردازند. حاصل نسبت مجذور کای به درجه آزادی (۳/۲۲) است که در مقایسه با مقدار بحرانی ۵ شاخص قابل قبولی است. ضمن اینکه سایر شاخص‌های مدل در سطح مناسبی هستند و نشان از برازندگی مناسب آن با داده‌ها دارند. (RMSEA=۰/۰۶۷، GFI=۰/۹۳، AGFI=۰/90، CFI=۰/۹۶، NFI=۰/۹۴، IFI=۰/۹۶، TLI=۰/۹۴). با توجه به نتایج حاصل از تحلیل عاملی تأییدی کلیه ضرایب مسیر مورد تأیید قرار گرفتند. لازم به ذکر است برای تأیید یا رد ضرایب مسیر از آلفای ۰/۰۵ استفاده شد. با توجه به اینکه تمام ضرایب استاندارد بالای ۰/۴ هستند و عدد معناداری آنها نیز بالای ۱/۹۶ است می‌توان نتیجه گرفت تمام ضرایب مسیر معنادار هستند. به علت محدودیت در حجم مقاله از ارائه جدول ضرایب استاندارد و معناداری آنها خودداری شده است و صرفاً تحلیل عاملی تأییدی تحقیق که در الگوی مفهومی نیز مشخص است مورد بحث قرار گرفته است.



شکل ۲: الگو در حالت ضرایب استاندارد

یکی از روش‌های دیگری که جهت بررسی روایی آزمون بی‌حوصلگی شغلی مورد استفاده قرار گرفت، محاسبه‌ی همبستگی آن با پرسشنامه‌های فرسودگی شغلی، رضایت شغلی و اشتیاق شغلی بود که ضریب همبستگی بی‌حوصلگی شغلی با این متغیرها در قالب جدول ۵ نشان داده شده است.

جدول ۵: همبستگی بین بی‌حوصلگی شغلی با فرسودگی شغلی، رضایت شغلی و اشتیاق شغلی

متغیرها	فرسودگی شغلی	رضایت شغلی	اشتیاق شغلی	بی‌حوصلگی شغلی
فرسودگی شغلی	۱			
رضایت شغلی	**-۰/۳۲۷	۱		
اشتیاق شغلی	**-۰/۳۰۵	**۰/۵۹۰	۱	
بی‌حوصلگی شغلی	**۰/۴۷۲	**-۰/۴۹۶	**-۰/۷۴۱	۱

** همبستگی در سطح p< ۰/۰۱

با توجه به جدول ۵ نتایج ضریب همبستگی پیرسون نشان داد که بی‌حوصلگی شغلی رابطه مثبت و معنی‌داری با فرسودگی شغلی دارد (p<۰/۰۱) و افزایش بی‌حوصلگی شغلی با افزایش فرسودگی شغلی همراه است. همچنین بی‌حوصلگی شغلی رابطه منفی و معنی‌داری با رضایت شغلی و اشتیاق شغلی دارد (p<۰/۰۱) که نشان می‌دهد کاهش بی‌حوصلگی شغلی به افزایش اشتیاق شغلی و رضایت شغلی می‌انجامد. در نتیجه تمامی ضرایب همبستگی بین متغیرهای پژوهش در سطح آماری ۰/۰۱ معنی‌دار شدند.

بعد از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی، برای تعیین پایایی ابزار مذکور، از روش آلفای کرونباخ استفاده شد. نتایج محاسبه ضریب پایایی برای هر یک از خرده‌مؤلفه‌های بی‌حوصلگی شغلی در جدول شماره ۷ ارائه شده است.

جدول ۷: آلفای کرونباخ، میانگین و انحراف استاندارد به دست آمده برای مقیاس‌های پرسشنامه

حوزه‌ها	مؤلفه‌ها	آلفا	آلفا
بی‌حوصلگی شغلی	یکنواختی	۰/۹۲	۰/۹۴
	برانگیختگی پایین	۰/۸۹	
	عدم تمایل به شغل	۰/۵۱	

نتایج به دست آمده نشان می‌دهد آلفای کرونباخ محاسبه شده برای کل پرسشنامه ۰/۹۴، یکنواختی ۰/۹۲، برانگیختگی پایین ۰/۸۹ و عدم تمایل به شغل ۰/۵۱ می‌باشد که نشان دهنده همسانی درونی خوب پرسشنامه است. همچنینجهت بررسی پایایی پرسشنامه از روش بازآزمایی (آزمون-آزمون مجدد) استفاده شد. در این روش همبستگی بی‌حوصلگی شغلی بین ۵۰ مورد، در دو مرحله با فاصله زمانی سه ماه سنجیده شد. در این روش چنانچه همبستگی بین این دو مرحله مقدار مناسبی باشد نشان از تایید پایایی به روش بازآزمایی دارد. یافته‌ها نشان داد که همبستگی معنی‌داری بین بی‌حوصلگی در دو مرحله وجود دارد (p<۰/۰۵). شدت همبستگی بین دو مرحله در سطح معنی داری p< ۰/۰۰۱ برابر با ۰/۸۷ است که مقدار بالایی است و نشان دهنده ارتباط و همبستگی قوی بین دو مرحله است و در نتیجه پایایی پرسشنامه بی‌حوصلگی شغلی به روش بازآزمایی تایید شد.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی پایایی، روایی و ساختار عاملی پرسشنامه بی‌حوصلگی شغلی انجام شد. تحلیل عاملی اکتشافی، ۳ عامل که مؤلفه‌های اصلی پرسشنامه بی‌حوصلگی شغلی هستند را استخراج نمود که اولین عامل کشف شده بر اساس پیشینه پژوهشی، یکنواختی، عامل دوم برانگیختی پایین و

عامل سوم عدم تمایل به شغل نام‌گذاری شد. این نتیجه مشابه یافته‌های پیشین در این زمینه نیست (لی، ۱۹۸۶؛ ریزگر و همکاران، ۲۰۱۲).

گام بعدی ارزیابی همبستگی بی‌حوصلگی شغلی با سایر سازه‌ها؛ نظیر اشتیاق شغلی، فرسودگی شغلی و رضایت شغلی بود. نتایج آزمون همبستگی نشان داد بی‌حوصلگی شغلی رابطه منفی و معنی‌داری با اشتیاق شغلی دارد که این نتایج با یافته‌های گیم (۲۰۰۷)، وات و هارگیس[1] (۲۰۱۰)، بروئرسیما و همکاران (۲۰۱۱)، وار و اینچاوغلو[2] (۲۰۱۲) و شاوفلی و سالانوا (۲۰۱۴) مطابقت داشت. یافته‌های این پژوهش بر رابطه‌ی مستقیم و معنی‌داری بی‌حوصلگی شغلی با فرسودگی شغلی دلالت می‌کرد. این یافته با نتایج مطالعات فیشر[3] (۱۹۹۳)، متئوس[4] و همکاران (۲۰۰۰)، بروئرسیما و همکاران (۲۰۱۱) و ریزگر و همکاران (۲۰۱۲) همسو بود. همچنین رابطه‌ی منفی و معنی‌داری بی‌حوصلگی شغلی با رضایت شغلی تأیید شد. این یافته نیز با نتایج مطالعات لی (۱۹۸۶)، مک‌دونالد و مکنتری[5] (۱۹۹۷)، کاس و همکاران (۲۰۰۱) و ریزگر و همکاران (۲۰۱۲) منطبق بود. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد آلفای کرونباخ محاسبه شده برای کل پرسشنامه ۰/۹۴، یکنواختی ۰/۹۲، برانگیختگی پایین ۰/۸۹ و عدم تمایل به شغل ۰/۵۱ و پایایی بازآزمایی برابر ۰/۸۷ می‌باشد که نشان دهنده پایایی خوب پرسشنامه است. آلفای کرونباخ بدست آمده با مطالعات قبلی انجام شده (لی، ۱۹۸۶ ؛ ریزگر و همکارن،۲۰۱۲) همخوان است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که نسخه فارسی مقیاس بی‌حوصلگی شغلی از پایایی قابل قبولی برخوردار است. این یافته با نتایج مطالعات لی (۱۹۸۶) و ریزگر و همکاران (۲۰۱۲) همسو بود. در تبیین علت تأیید پایایی نسخه فارسی مقیاس بی‌حوصلگی شغلی چند نکته حائز اهمیت است: نخست آنکه بی‌حوصلگی هیجانی نامطلوب است. دوم آنکه، اگرچه بی‌حوصلگی با یکنواختی همراه است، اما کاستن از یکنواختی ممکن است تنها راه برای به حداقل رساندن بی‌حوصلگی نباشد و دوره‌های کوتاه از کار یکنواخت و کم حجم به‌خصوص در مشاغل آسان حتی می‌تواند مفید باشد. سوم آنکه به‌نظر می‌رسد افراد با توجه به میزان تأثیری از که از بی‌حوصلگی می‌پذیرند ممکن است سایر پیامدهای سازمانی را نیز تجربه نمایند. در مورد چهارم نیز می‌توان چنین گفت که به‌نظر می‌رسد انتظارات و معنا در پدیدهٔ بی‌حوصلگی متأثر از زمینه‌های اجتماعی است. پنجم آن‌که بی‌هدف بودن فرد ممکن است به بی‌حوصلگی وی منجر شود، اما این بی‌حوصلگی ممکن است با راهکارهای مختلف مقابله به‌ویژه مواردی که حاوی محرک‌های اجتماعی هستند، کاهش یابد. بنابراین پیشنهاد می‌شود دست‌اندرکاران و پژوهشگران حوزهٔ شغلی و به‌خصوص مدیران و سرپرستان سازمان‌ها نسبت به اهمیت

---

1. Watt & Hargis
2. Warr & Inceoglu
3. Fisher
4. Matthews
5. Macdonald & Macintyre

نقش بی‌حوصلگی شغلی در رفتار سازمانی پرسنل و فرآیندهای مرتبط با محیط کار توجه ویژه مبذول دارند. از محدودیت‌های پژوهش حاضر می‌توان به روش نمونه‌گیری غیرتصادفی داوطلبانه اشاره کرد. بنابراین در تعمیم نتایج حاصل از این پژوهش به سایر جوامع شغلی، باید ضمن در نظر گرفتن شرایط و پیچیدگی‌های محیط مخصوص به آن کار؛ جوانب احتیاط را نیز رعایت نمود. بنابراین پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی به منظور تعمیم‌پذیری بیشتر به سایر جوامع شغلی؛ علاوه بر استفاده از روش‌های نمونه‌گیری تصادفی، از سایر ابزارهای اندازه‌گیری نظیر مصاحبه و شرح‌حال‌گیری برای ارزیابی بی‌حوصلگی شغلی استفاده گردد و در خلال آن، رابطهٔ سایر داده‌های جمعیت‌شناختی و زمینه‌های اجتماعی نظیر نوع قرارداد، رده‌ی سازمانی، سابقه‌ی کار و ... با بی‌حوصلگی شغلی بررسی شود.

منابع

ارشدی، ن، و شکرکن، ح. (۱۳۸۶). بررسی تعارض روانی ناشی از ابهام و تعارض نقش با عملکرد و خشنودی شغلی. مجله علوم تربیتی و روانشناسی، ۱۴(۱ و ۲)، ۱۲۹-۱۴۸.

تاجی, هاله, مهداد, علی. (۱۳۹۸). پیش بینی ادراک خودکارآمدی و اشتیاق شغلی از طریق تعالی یابی شغلی و ادراک حمایت سازمانی *مشاوره شغلی و سازمانی*. ۱۱(۳۹). ۸۹-۱۰۰. فیلیان، عماد. (۱۳۷۱). بررسی میزان فرسودگی شغلی و آرتیاط آن با روشهای مقابله‌ای پرستاران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم پزشکی، دانشگاه تربیت مدرس.

کشکر، س؛ خوارزمی، ک (۱۳۹۴). بررسی عوامل مؤثر بر توسعه ورزش در پارک‌ها. دومین کنفرانس بین المللی پژوهش های نوین در مدیریت و مهندسی صنایع. تهران، ۲۷ اسفندماه.

Bruursema, K., Kessler, S. R., & Spector, P. E. (2011). Bored employees misbehaving: The relationship between boredom and counterproductive work behavior as it is critical to the success of any business. *Work & Stress*, *25*(2), 93–107.

Clemons, J. (2020). Investigating Work Engagement & Affective Commitment Through a Multi-Dimensional Work Underload Scale, Mediated By Work-Related Boredom, Electronic Theses, Projects, and Dissertations Master of Science in Psychology. 1028. *Bulletin*, *127*(3), 376–405.

Eid, M. (2018). *Predictors of Job Boredom,* Honors Undergraduate Theses, Bachelor of Science (B.S.), College of Sciences, Department of Psychology, University of Central Florida STARS.

Fisher, C.D. (1993). Boredom at work: a neglected concept. *Human Relations, 46*, 395-417.

Game, A.M. (2007). Workplace boredom coping: health, safety and HR implications. *Personnel Review*, *36*, 701 - 721.

Hallberg, U. E., & Schaufeli, W. B. (2006). “Same same” but different? Can work engagement be discriminated from job involvement and organizational commitment? European Psychologist, 11, 119– 127. doi:10.1027/1016-9040.11.2.119.

Hunter, A., Eastwood, J.D. (2018). Does state boredom cause failures of attention? Examining the relations between trait boredom, state boredom, and sustained attention, The journal of Experimental Brain Research, 236, 2483–2492.

Kass, S.J., Vodanovich, S.J. and Callender, A. (2001). State-trait boredom: relationship to absenteeism, tenure and job satisfaction. *Journal of Business and Psychology*, *16*, 317-327.

Lee, T.W. (1986). Toward the development and validation of a measure of job boredom. *Manhattan College Journal of Business*, *15*, 22-28.

MacDonald, S. and MacIntyre, P. (1997). The generic job satisfaction scale: Scale development and its correlates. *Employee Assistance Quarterly, 13*, 1-16.

Maslach, C., Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. Journal of Occupational Behavior, 2, 99-113.

Maslach, C. & Jackson, S. E. (1986). The Maslach Burnout Inventory. Manual (2nd ed.). Palo Alto, CA: Consulting Psychologist Press

Maslach, C. & Jackson, S. E. (1986). The Maslach Burnout Inventory. Manual (2nd ed.). Palo Alto, CA: Consulting Psychologist Press

Maslach, C. & Jackson, S. E. (1986). The Maslach Burnout Inventory. Manual (2nd ed.). Palo Alto, CA: Consulting Psychologist Press

Maslach, C. & Jackson, S. E. (1986). The Maslach Burnout Inventory. Manual (2nd ed.). Palo Alto, CA: Consulting Psychologist Press.

Maslach, C. & Jackson, S. E. (1986). The Maslach Burnout Inventory. Manual (2nd ed.). Palo Alto, CA: Consulting Psychologist Press.

Matthews, K.A., Räikkönen, K., Everson, S.A., Flory, J.D., Marco, C.A., Ownes, J.F. and Lloyd, C.E. (2000). Do the daily experiences of healthy men and women vary according to occupational prestige and work strain? *Psychosomatic Medicine*, *62*, 346-353.

Reijseger, G., Schaufeli W. B., Peeters, M. C. W., Taris, T. W., Van Beek, I., & Ouweneel, E. (2012). Watching the paint dry at work: Psychometric examination of the Dutch Boredom Scale. *Anxiety, Stress, & Coping*, *26*(5), 508–525.

Sanchez-Cardona, I., Vera, M., & Martinez-Lugo, M. (2020). When the Job Does Not Fit: The Moderating Role of Job Crafting and Meaningful Work in the Relation Between Employees Perceived Overqualification and Job Boredom, The journal of Career Assessment, 28(2), 257-276.

Schaufeli, W. B., Salanova, M., Gonza´lez-Roma´, V., & Bakker, A. B. (2002b). The measurement of engagement and burnout: A two sample confirmatory factor analytic approach. Journal of Happiness Studies, 3, 71–92. doi:10.1023/A:1015630930326.

Schaufeli, W., & Bakker, A. (2003). UWES Utrecht Work Engagement Scale. Preliminary Manual [Version 1, November 2003]. Utrecht University: Occupational Health Psychology Unit

Schaufeli, W.B., & Bakker, A.B. (2004). Preliminary Manual of Utrecht Work Engagement Scale. Occupational Health Psychology Unit Utrecht University.

Schaufeli, W. B., & Salanova, M. (2014). Burnout, boredom and engagement at the workplace. In M. Peeters, J. de Jonge, & T. Taris (Eds.), *People at work: An introduction to contemporary work psychology* (pp. 293–320). Chichester: Wiley-Blackwell.

Schaufeli, W.B., Salanova, M., González-Romá, V., & Bakker, A.B. (2002). The measurement of engagement and burnout: a two sample confirmatory factor analytic approach. *Journal of Happiness Studies, 3*, 71-92.

Smith, P. C., Kendall, L., & Hulin, C. L. (1969). The measurement of satisfaction in work and retirement: A strategy for the study of attitudes. Chicago: Rand McNally. Page of 194.

van der Heijden, G. A. H., Schepers, J. J. L., & Nijssen, E. J. (2012).Understanding workplace boredom among white collar employees: Temporary reactions and individual differences. European Journal of Work and Organizational Psychology, 21, 349–375. doi: 10.1080/1359432X.2011.578824

van Hooff, M. L. M., & van Hooft, E. A. J. (2014). Boredom at work: Proximal and distal consequences of affective work-related boredom. Journal of Occupational Health Psychology, 19(3), 348–359. http://dx.doi.org/10.1037/a0036821

Van Veldhoven, M., Meijman, T. F., Broersen, J. P. J., & Fortuin, R. J. (1997). Research into the experiences of psychosocial workload and strain with the questionnaire experiencing and evaluation of work. Amsterdam, The Netherlands: Stichting Kwaliteitsbevordering Bedrijfsgezondheid.

Vodanovich, S. J. Watt, J. D. (2016). Self-report measures of boredom: An updated review of the literature. The Journal of Psychology: Interdisciplinary and Applied 150 (2), 196-228.

Vodanovich, S. J. (2003). Psychometric measures of boredom: A review of the literature. Journal of Psychology: Interdisciplinary and Applied, 137, 569–593. http://dx.doi.org/10.1080/ 00223980309600636

Vodanovich, S. J., & Kass, S. J. (1990). A factor analytic study of the Boredom Proneness Scale. Journal of Personality Assessment, 55, 115–123. http://dx.doi.org/10.1207/s15327752jpa5501&2_11

Warr, P., & Inceoglu, I. (2012). Job engagement, job satisfaction, and contrasting associations with person-job fit. *Journal of Occupational Health Psychology*, *17*(2), 129–138.

Watt, J. D., & Hargis, M. B. (2010). Boredom proneness: Its relationship with subjective underemployment, perceived organizational support and job performance. *Journal of Business Psychology*, *25*, 163–174.

Couper, M. P. (2000). Web surveys: A review of issues and approaches. *The Public Opinion Quarterly, 64*(4), 464-494.

Nathan, G. (2003). *Methodologies for internet surveys and other telesurveys.* Paper presented at the Proceedings of Exchange of Technology and Know-how and the Fourth New Techniques and Technologies for Statistics (NTTS) Seminar.

DeVon, H. A., Block, M. E., Moyle-Wright, P., Ernst, D. M., Hayden, S. J., Lazzara, D. J., . . . Kostas-Polston, E. (2007). A psychometric toolbox for testing validity and reliability. *Journal of Nursing scholarship, 39*(2), 155-164.

Jones, E. G., & Kay, M. (1992). Instrumentation in cross-cultural research. *Nursing research*.

Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*: Guilford publications.

Floyd, F. J., & Widaman, K. F. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological assessment, 7*(3), 286.

Comrey, A. L. (1978). Common methodological problems in factor analytic studies. *Journal of consulting and clinical psychology, 46*(4), 648.