Positive Psychology Research

Positive Psychology Research
E-ISSN: 2476-3705
Vol. 11, Issue 4, No.44, 2026, P:95-118
Received: 14/04/2026 Accepted: 10/10/2026

Research Article

Examining the Structural Relationships between Self-Compassion and Compassion in Workplace with Psychological Well-Being: The Mediating Role of Job Crafting

Motahareh Moosavi Dastjerdi*: Assistant Professor, Department of Counseling, Faculty of Educational Sciences and Psychology, Safahan Institute of Higher Education, Isfahan, Iran
motaharehmosavi9@gmail.com
Samaneh Salimi: Assistant Professor, Department of Counseling, Faculty of Psychology and Education, University of Tehran, Tehran, Iran
salimi.samaneh@ut.ac.ir
Maryam Rezaee: M.A Student in psychology, Department of psychology, Faculty of Educational Sciences and Psychology, Safahan Institute of Higher Education, Isfahan, Iran
rezaee.maryam.92@gmail.com

Abstract

The present study aimed to examine the mediating role of job crafting in the relationship between self-compassion and workplace compassion with teachers' psychological well-being. The statistical population of the study consisted of all teachers working in the city of Isfahan during the 2024–2025 academic year. A total of 465 participants were selected using convenience sampling. The research instruments included the Psychological Well-Being Scale, the Self-Compassion Questionnaire, the Multidimensional Workplace Compassion Scale, and the Job Crafting Questionnaire. The findings indicated that job crafting plays a partial mediating role in the relationship between self-compassion and teachers' psychological well-being, while it functions as a full mediator in the relationship between workplace compassion and psychological well-being. These results suggest that by enhancing compassion and actively reshaping their meaning of work, job tasks and work-related relationships, teachers can experience higher levels of psychological well-being. Furthermore, the findings provide a valuable foundation for designing psychological well-being interventions based on self-compassion, workplace compassion, and job crafting.

Keywords: self-compassion, compassion in workplace, job crafting, psychological well-being

Introduction

Teaching is widely recognized as a demanding and stressful occupation, as teachers must fulfill responsibilities and respond to diverse job demands. Insufficient resources may impose occupational pressures and adversely affect teachers' mental health and psychological well-being (Espinoza-Díaz et al., 2023; Peral & Geldenhuys, 2016). Psychological well-being encompasses self-attitudes, autonomy, behavioral regulation, meaningful engagement, and personal growth (Ryff, 2020, 2022; Yudiani et al., 2025). It is associated with professional functioning, life satisfaction, quality of life, and flourishing (Ahmed & Malik, 2019; Kurt & Demirbolat, 2019; Seligman et al., 2011).

*. Corresponding author

2476-3705 © University of Isfahan
This is an open access article under the CC-BY-NC-ND 4.0 License (https://creativecommons.org/licenses BY-NC-ND 4.0)
10.22108/PPLS.2026.148463.2720

Compassion, self-compassion and workplace compassion, may represent resources for teachers. Self-compassion involves responding to suffering with kindness, recognizing shared humanity, and maintaining mindful awareness (Neff, 2016), whereas workplace compassion involves recognizing and responding to others' suffering (Dutton et al., 2006, 2014; Kanov et al., 2004). Both forms may facilitate job crafting, defined as changes in tasks, relationships, and perceptions of work (Wrzesniewski & Dutton, 2001), which may enhance well-being (Araújo et al., 2022; Slemp et al., 2015). Using the Job Demands–Resources model (Bakker & Demerouti, 2017), this study examines whether job crafting mediates the relationships of self-compassion and workplace compassion with psychological well-being among Iranian teachers, addressing a research gap.

Method

This quantitative study utilized a descriptive-correlational Structural Equation Modeling (SEM) design. The statistical population comprised all teachers in Isfahan during the 2024–2025 academic year. A sample of 465 teachers was selected using convenience sampling. Data were collected using four standardized self-report instruments: the Psychological Well-Being Scale (Ryff & Keyes, 1995), the Self-Compassion Scale (Neff, 2003), the Multidimensional Workplace Compassion Scale (Mandalia & Pandey, 2023), and the Job Crafting Scale (Slemp & Vella-Brodrick, 2013). Regarding procedure and analysis, data were gathered directly from schools following official approval from the General Directorate of Education of Isfahan Province, and statistical analyses were performed using SPSS-27 and Amos-24.

Results

Table 1

Correlation Coefficient

Variable	1	2	3	4
1-compassion in work place	1			
2-self-compassion	0.014	١		
3-job crafting	0.283**	0.291**	١	
4-psychological well-being	0.062	0.535**	0.37**	١

Table 2

Indirect Path Coefficients for the Mediating Role of Job Crafting between Self-Compassion, Compassion at Work, and Psychological Well-Being Using the Bootstrapping Method

`

Path	β	SE	CR	Bootstep confidence interval		p	result
				Lower bound	Upper bound		
Self-Compassion → Job Crafting → Psychological Well-Being	0.069	0.029	2.379	0.014	0.127	0.021	confirmed
Compassion at Work → Job Crafting → Psychological Well-Being	0.198	0.037	5.351	0.133	0.279	0.001	Confirmed

The results of the measurement model indicated satisfactory reliability and convergent validity for all study constructs. Cronbach's alpha coefficients ranged from 0.737 to 0.854,

composite reliability coefficients ranged from 0.782 to 0.849, and the average variance extracted (AVE) values ranged from 0.683 to 0.807, supporting the adequacy of the measurement models. Confirmatory factor analysis further supported the factorial structure of psychological well-being, self-compassion, workplace compassion, and job crafting. However, the dimensions of purpose in life, autonomy, common humanity, and mindfulness were excluded from the final measurement model because of their insufficient factor loadings.

The structural model demonstrated an acceptable overall fit to the empirical data (χ^2/df = 3.277, *RMSEA* = 0.071, *GFI* = 0.931, *AGFI* = 0.898, *CFI* = 0.935, *TLI* = 0.915, and *IFI* = 0.935). The direct effects indicated that self-compassion was positively and significantly associated with psychological well-being (β = 0.498, p = 0.001) and job crafting (β = 0.148, p = 0.028). Job crafting was also positively and significantly associated with psychological well-being (β = 0.465, p = 0.001). Similarly, workplace compassion demonstrated a significant positive association with job crafting (β = 0.427, p = 0.001); however, its direct association with psychological well-being was not statistically significant (β = −0.027, p = 0.662).

The mediation analysis revealed a significant indirect effect of self-compassion on psychological well-being through job crafting (β = 0.069, p = 0.021, 95% *CI* [0.014, 0.127]). A significant indirect effect was also found for workplace compassion on psychological well-being through job crafting (β = 0.198, p = 0.001, 95% *CI* [0.133, 0.279]). Taken together, these findings indicate that job crafting partially mediates the relationship between self-compassion and psychological well-being, whereas it fully mediates the relationship between workplace compassion and psychological well-being.

Conclusion

The present study examined the relationships between self-compassion, workplace compassion, and psychological well-being through the mediating role of job crafting among teachers. Findings showed that job crafting fully mediated the relationship between workplace compassion and psychological well-being, while partially mediating the relationship between self-compassion and psychological well-being. These findings suggest that compassion may enhance teachers' psychological well-being not only through direct effects but also by enabling teachers to translate psychological and social resources into proactive changes in their work.

The findings are consistent with previous evidence linking compassion with psychological well-being (Felder et al., 2016; Homan, 2016; López et al., 2018; Mendes et al., 2023; Sun et al., 2016), as well as research connecting job crafting with compassion (Choi & Ko, 2024; Ko, 2019) and psychological well-being (Yepes-Baldó et al., 2018; Zheng et al., 2024). Workplace compassion may foster supportive interpersonal relationships, psychological safety, and a sense of being valued, thereby providing resources that encourage teachers to proactively redesign their work. By modifying tasks, relationships, and perceptions of work, teachers may achieve greater alignment between professional roles and personal values, increasing meaningfulness, efficacy, and well-being.

The partial mediation of self-compassion indicates that it may influence well-being through both direct and indirect pathways. Self-compassion can reduce self-criticism and support mindful, accepting responses to occupational difficulties, preserving emotional resources for proactive job redesign. From the Job Demands–Resources perspective (Bakker & Demerouti, 2017), personal and workplace resources may promote well-being partly by facilitating job crafting. Thus, job crafting may represent a mechanism through which available resources are transformed into positive occupational outcomes.

Practically, interventions should strengthen self-compassion, compassionate workplace climates, and teachers' job-crafting skills. However, the cross-sectional design limits causal inference, and the Isfahan-based sample restricts generalizability. Future longitudinal and culturally sensitive studies should examine diverse educational contexts and test-moderated mediation models.

Ethical Considerations

All ethical principles regarding human subjects were strictly observed.

Compliance with Ethical Guidelines: This study was approved by University of Isfahan Ethics Committee (ethics code: IR.UI.REC. 1405.018). All ethical principles involving human participants were observed in this study. Participation was voluntary, informed consent was obtained from all participants, and the confidentiality and anonymity of the collected data were ensured.

Authors' Contributions: The first author contributed to the conceptualization, study design, methodology, data collection, statistical analysis, and drafting or critical revision of the manuscript. The second author contributed to writing the initial draft as well as drafting or critical revision of the manuscript. The third author contributed to data collection. All authors read and approved the final manuscript.

Conflict of Interest: This research received no specific grant from any funding agency in the public, commercial, or not-profit sectors.

Funding: This research received no specific grant or financial support from any funding agency in the public, commercial, or non-profit sectors.

Acknowledgments: The authors express their sincere appreciation and gratitude to all the school teachers in Isfahan who generously participated and assisted in completing the research questionnaires.

پژوهش‌نامه روانشناسی مثبت
سال یازدهم، شماره چهارم، پیاپی (۴۴)، ۱۴۰۴، صص: ۱۱۸-۹۵
تاریخ دریافت: ۱۴۰۵/۰۱/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۷/۱۸

مقاله پژوهشی

بررسی روابط ساختاری شفقت به خود و شفقت در محیط کار با بهزیستی روان‌شناختی: نقش میانجی دگرگون‌سازی شغلی

مطهره موسوی دستجردی[*]: استادیار گروه مشاوره، دانشکدهٔ علوم تربیتی و روان شناسی، مؤسسهٔ آموزش عالی صفاهان، اصفهان، ایران
motahareh.mosavi@safahan.ac.ir
سمانه سلیمی: استادیار گروه مشاوره، دانشکدهٔ روان شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران
salimi.samaneh@ut.ac.ir
مریم رضایی: دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه روان‌شناسی، دانشکدهٔ علوم تربیتی و روان‌شناسی، مؤسسهٔ آموزش عالی صفاهان، اصفهان، ایران
rezaee.maryam.92@gmail.com

چکیده

این پژوهش با هدف تعیین نقش میانجی‌گری دگرگون‌سازی شغلی در رابطهٔ خودشفقت‌ورزی و شفقت در محیط کار با بهزیستی روان‌شناختی معلمان انجام شد. جامعهٔ آماری پژوهش حاضر شامل کلیهٔ معلمان شاغل در شهر اصفهان در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ بود. در این پژوهش، ٤٦٥ نفر از طریق نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. ابزارهای پژوهش شامل مقیاس بهزیستی روان‌شناختی، پرسشنامهٔ خودشفقت‌ورزی، مقیاس چندبُعدی شفقت در محیط کار و پرسشنامهٔ دگرگون‌سازی شغلی بود. بر اساس یافته‌های حاصل، دگرگون‌سازی شغلی در رابطهٔ بین خودشفقت‌ورزی و بهزیستی روان‌شناختی معلمان نقش میانجی‌گری جزئی دارد، ولی در رابطهٔ بین شفقت در محیط کار و بهزیستی روان‌شناختی به عنوان میانجی کامل عمل می‌کند. این نتایج بیانگر آن است که معلمان با ارتقای شفقت و از طریق بازیابی فعالانهٔ معنا، وظایف و روابط شغلی خود، می‌توانند سطوحی بالاتر از بهزیستی روان‌شناختی را تجربه کنند. یافته‌های این پژوهش همچنین ابزاری قدرتمند برای طراحی مداخلات بهزیستی روان‌شناختی بر اساس شفقت به خود، شفقت در محیط کار و دگرگون‌سازی شغلی فراهم می‌کند.

واژه‌های کلیدی: بهزیستی روان‌شناختی، دگرگون‌سازی شغلی، شفقت به خود، شفقت در محیط کار.

---

* نویسندهٔ مسئول:

2476-3705 © University of Isfahan
This is an open access article under the CC-BY-NC-ND 4.0 License (https://creativecommons.org/licenses BY-NC-ND 4.0)
10.22108/PPLS.2026.148463.2720

مقدمه

معلمی شغلی پرمشغله و استرس‌زاست؛ زیرا معلمان بر اساس وظایف مختلفشان باید انتظارات شغلی مختلفی را برآورده کنند. فقدان منابع در برآوردن الزامات عمومی ممکن است مشکلات زیادی را به معلمان تحمیل کند (Peral & Geldenhuys, 2016) و مشکلات شغلی ممکن است سلامت روان و یکی از مهم‌ترین شاخص‌های آن، یعنی بهزیستی روان‌شناختی[1]، آنها را تحت تأثیر قرار دهد (Espinoza-Díaz et al., 2023). بهزیستی روان‌شناختی عملکرد روان‌شناختی فرد است (Yudiani et al., 2025) که از طریق مؤلفه‌هایی همچون داشتن نگرش‌های مثبت دربارهٔ خود و دیگران، توانمندی برای تصمیم‌گیری، تنظیم رفتار، آفرینش یک محیط سازگار بر اساس نیازها، لذت‌بردن از زندگی پرمعنا و تلاش برای رشد دیگران تعریف می‌شود (Ryff et al., 2020Ryff, 2022 ;). مطالعات نشان داده‌اند بهزیستی روان‌شناختی نقشی برجسته در توسعهٔ عملکرد معلمان و همچنین مولدبودن در سازمان، رضایت از زندگی و کیفیت زندگی دارد (Kurt & Ahmed & Malik, 2019 ; Demirbolat, 2019; Bardach et al., 2022) و می‌تواند در شکوفایی افراد نقش داشته باشد (Seligman, 2011).

در همین راستا، مروری بر پژوهش‌های منتشرشده درسال‌های اخیر نشان می‌دهد یکی از خطوط پژوهشی پراستقبال در حوزهٔ سلامت روان و سلامت کارِ معلمان، کشف مدل‌های پیش‌بین بهزیستی روان‌شناختی بر اساس متغیرهای کاری و متغیرهای فردی بوده است. یکی از متغیرهای فردی تأثیرگذار در این زمینه شفقت[2] است (Wong et al., 2025Tarrasch et al., 2020 ;) که می‌تواند شفقت به خود[3] و شفقت به دیگران را در بر گیرد. پژوهش‌های اولیه در زمینهٔ شفقت نشان می‌دهند این پدیده سه فرایند شناسایی (قدردانی از) رنج دیگران، داشتن واکنش همدلی نسبت به رنج آنها و تمایل به کاهش رنجشان را شامل می‌شود (Carr, 1999). نف همچنین خودشفقت‌ورزی را یک ساختار چندوجهی تعریف می‌کند که در سه حوزهٔ شناختی، هیجانی و توجه در مواجهه با رنج قابل شناسایی است. منظور از شفقت در این سه حوزه، نحوهٔ مواجههٔ فرد با موقعیت‌های رنج‌آور است؛ به این معنا که فرد از نظر هیجانی، در برابر رنج خود با مهربانی و پذیرش واکنش می‌دهد یا خود را قضاوت و سرزنش می‌کند؛ از نظر شناختی، تجربهٔ رنج را بخشی از تجربهٔ مشترک انسانی تلقی می‌کند یا آن را موجب احساس انزوا و جدایی از دیگران می‌داند؛ و از نظر توجه و آگاهی، با ذهن‌آگاهی و حفظ تعادل در مواجهه با افکار و هیجان‌های خود عمل می‌کند یا به صورت افراطی با این تجربیات همانندسازی می‌کند (Neff, 2016). علاوه بر تأثیرات مثبت فردی، شفقت رفتارهای نوع‌دوستانه را درون یک گروه یا جامعهٔ خاص نیز ترویج می‌کند (Gilbert et al., 2019). این گروه یا جامعهٔ خاص می‌تواند محیط کاری باشد. شفقت در سطح سازمانی این امکان را فراهم می‌آورد که فعالیت‌ها از طریق ساختارها، فرایندها، شیوه‌ها، ارزش‌ها و روال‌ها به طور جمعی شناسایی و احساس شوند و به دنبال آن، به رویدادهای رنج‌آور واکنش نشان داده شود (Dutton et al., ; Kanov et al., 2004; Rynes et al., 20122006).

شفقت در محیط کار[4] به فرایندی بین‌فردی در بافت کاری اشاره دارد که توجه و آگاهی نسبت به رنج یا دشواری‌های دیگران در محیط کار، تجربهٔ همدلی هیجانی با آن رنج و اقدام گاهانه برای کاهش یا پاسخ‌دادن به آن را در بر می‌گیرد. این مفهوم فراتر از احساس همدردی صرف است و بر رفتارهای حمایتی و پاسخ‌های عملی تأکید دارد (Lilius et al., 2008) و درک همدلانه در آن برجسته است

[1] psychological well-being
[2] compassion
[3] self-compassion
[4] workplace compassion

(Dutton et al., 2014). اگرچه پژوهش‌های متعدد به رابطهٔ شفقت و بهزیستی اشاره کرده‌اند (Felder et al., 2016; Homan, 2016; López et al, 2018; Mendes et al., 2023; Sun et al., 2016) و همچنین تأثیر شفقت‌درمانی بر بهزیستی روان‌شناختی را نشان داده‌اند (Alimohamadi et al., 2025; Khalaj et al., 2020; Rahmani Shams et al., 2022)، درک مکانیسم‌های این ارتباط ـ به ویژه در محیط‌های شغلی آموزشی ـ نیازمند پژوهش‌های بیشتری است. در این راستا، پژوهشگران دریافتند دگرگون‌سازی شغلی[1] یکی از پیامدهای شفقت در محیط کار و شفقت به خود است (Choi & Ko, 2024; Araújo et al., 2022; Ko, 2019) که خود به بهزیستی روان‌شناختی منجر می‌شود (Slemp & Vella-Brodrick, 2014; Alonso et al., 2019; Slemp et al., 2015; Tims et al., 2013). دگرگون‌سازی شغلی سازه‌ای است که به افراد کمک می‌کند با شفقت شغلشان را شخصی‌سازی کنند (Ko, 2019). دگرگون‌سازی شغلی فرایندی است که به معلمان کمک می‌کند تا در شغل خود تجدیدنظر و آن را باز طراحی کنند و در نتیجه، مشاغل خود را بهینه کنند و شغلی جذاب، رضایت بخش و معنادار را تجربه کنند (Petrou et al., 2018). دگرگون‌سازی شغلی در سه حیطه به افراد کمک می‌کند تا شغلشان را بازطراحی کنند: کارکنان ممکن است جنبه‌هایی از شغل خود را تغییر دهند که با وظایف آنها مرتبط است، کارمندان ممکن است نسبت به تغییر روابط کاری خود اقدام کنند، و در نهایت، می‌توانند درک خود از جنبه‌های شغلی را با هدف افزایش معنای شغل مورد بازنگری قرار دهند (Wrzesniewski & Dutton, 2001). بر اساس مطالعات انجام‌شده، فرایندهای دگرگون‌سازی شغلی می‌توانند روی بهزیستی تأثیر بگذارند (Zheng et al., 2024 Yepes-Baldó et al., 2018;) که این امر ممکن است به دلیل افزایش عاملیت کارکنان در ارتباط با جنبه‌های ارتباطی، شناختی و وظایف شغلشان باشد. در واقع، دگرگون‌سازی شغلی یک منبع انگیزشی است که به افراد کمک می‌کند تا منابع و تقاضاهای شغلی خود را متناسب با ترجیحات حرفه‌ای‌شان تغییر و این‌گونه بهزیستی خود را ارتقا دهند (Tims & Bakker, 2010). پژوهش‌ها همچنین نشان می‌دهند شفقت در محیط کار از طریق دگرگون‌سازی شغلی، به ارتقای عملکرد شغلی منجر می‌شود (Choi & Ko, 2024). روابط یادشده به لحاظ نظری می‌تواند توسط نظریهٔ منابع–تقاضا[2] مفهوم‌سازی شود. بر اساس این نظریه، پیامدهای روان‌شناختی زندگی کاری کارکنان حاصل روابط متقابل میان تقاضاهای شغلی و منابع در دسترس آنان است. منابع شخصی، مانند خودشفقت‌ورزی، و منابع شغلی، مانند شفقت در محیط کار، ظرفیت افراد را برای مقابله با فشارهای شغلی افزایش می‌دهند و آنان را به استفاده از راهبردهای پیشتازانه مانند دگرگون‌سازی شغلی ترغیب می‌کنند. در این چارچوب، دگرگون‌سازی شغلی مکانیسمی است که از طریق آن، کارکنان منابع و تقاضاهای شغلی خود را بازتنظیم می‌کنند و در نتیجه، انگیزش، عملکرد و بهزیستی روان‌شناختی خود را ارتقا می‌دهند (Demerouti Bakker & Demerouti, 2017; et al., 2001). بنابراین، انتظار می‌رود خودشفقت‌ورزی و شفقت در محیط کار نه فقط به طور مستقیم، بلکه از طریق تسهیل دگرگون‌سازی شغلی نیز با بهزیستی روان‌شناختی معلمان مرتبط باشند.

اهمیت بررسی روابط یادشده از آن روست که مروری بر پژوهش‌های اشاره‌شده نشان می‌دهد اگرچه روابط دوگانه میان برخی از متغیرها در مطالعات پیشین مورد توجه بوده است، مدلی که به طور همزمان روابط شفقت به خود و شفقت در محیط کار را با بهزیستی روان‌شناختی و از طریق دگرگون‌سازی شغلی بررسی کند در محدودهٔ دسترسی پژوهشگران پژوهش حاضر قرار نداشت؛ این

[1] job crafting

[2] Job Demands–Resources (JD-R) Model

درحالی است که بررسی این مدل می‌تواند به لحاظ نظری و کاربردی جالب باشد.

علاوه بر این، باید توجه داشت که بر اساس نتایج پژوهش‌های پیشین و نظر پژوهشگران، سازه‌های شفقت (Zhang et al., 2023) و دگرگون‌سازی (Yepes-Baldó et al., 2018) سازه‌های مبتنی بر فرهنگ هستند و ضروری است در هر فرهنگ به طور خاص مطالعه شوند و از این نظر، این پژوهش با در نظر داشتن بهزیستی روان‌شناختی، شفقت در محیط کار، خودشفقت‌ورزی و دگرگون‌سازی در بافت شغلی معلمان ایرانی می‌تواند ارزشمند تلقی شود. در کنار اهمیت پژوهشی، بیان این نکته ضروری است که با توجه به اهمیت بهزیستی روان‌شناختی معلمان، توجه به متغیرهای پیش‌بین می‌تواند متخصصان حوزهٔ روان‌شناسی را برای تدوین و طراحی مداخلات اثربخش راهنمایی کند. به همین دلیل، هدف این پژوهش آن است که روابط ساختاری خودشفقت‌ورزی و شفقت در محیط کار با بهزیستی روان‌شناختی از طریق نقش میانجی دگرگون‌سازی شغلی را بررسی کند.

روش

روش پژوهش، جامعهٔ آماری و نمونه: رویکرد این پژوهش کمّی و طرح پژوهش توصیفی-همبستگی از نوع مدل‌سازی معادلات ساختاری بود. جامعهٔ آماری پژوهش حاضر شامل کلیهٔ معلمان شهر اصفهان در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ در شهر اصفهان بود که با روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. برای تعیین حجم نمونه از قاعدهٔ سرانگشتی کلاین مبنی بر ۱۵ نفر به‌ازای هر متغیر استفاده شد (Kline, 2015). بر همین اساس، این پژوهش برروی ٤٦٥ نفر از معلمان شهر اصفهان انجام شد. برای انتخاب نمونه، ابتدا مدارس شهر اصفهان که امکان دسترسی پژوهشگر به آنها فراهم بود، شناسایی شدند و برای هماهنگی اجرای پژوهش با مسئولان مدارس ارتباط برقرار شد. گفتنی است، با توجه به اینکه پژوهشگر خود معلم بازنشسته بود، از ظرفیت ارتباطات و آشنایی‌های موجود برای دسترسی به برخی از مدارس و معلمان استفاده کرد. سپس، از میان کسانی که ملاک‌های ورود شامل سابقهٔ شغلی بیشتر از پنج سال و رضایت آگاهانه را داشتند، برای شرکت در پژوهش درخواست همکاری و شرکت در پژوهش شد. همچنین، چنانچه اعضای نمونه ملاک‌های خروج شامل عدم همکاری در پژوهش و مخدوش‌بودن پاسخ‌گویی به پرسشنامه‌ها را دار بودند، از این پژوهش خارج می‌شدند.

ابزار سنجش: مقیاس بهزیستی روان‌شناختی[1]: در این پژوهش، برای سنجش بهزیستی روان‌شناختی از فرم کوتاه مقیاس بهزیستی روان‌شناختی (Ryff & Keyes, 1995) استفاده شد. این مقیاس ۱۸ گویه دارد و نمره‌گذاری آن بر اساس طیف لیکرت شش‌درجه‌ای از ۱ (کاملاً مخالفم) تا ٦ (کاملاً موافقم) است. این مقیاس دارای شش عامل شامل پذیرش خود (گویه‌های ۲، ۸ و ۱۰)، روابط مثبت با دیگران (گویه‌های ۳، ۱۱ و ۱۳)، خودمختاری یا استقلال (گویه‌های ۹، ۱۲ و ۱۸)، تسلط بر محیط (گویه‌های ۱، ٤ و ٦)، زندگی هدفمند (گویه‌های ۵، ١٤ و ١٦) و رشد فردی (گویه‌های ۷، ۱۵ و ۱۷) است. در این مقیاس، پرسش‌های ۳، ٤، ۵، ۹، ۱۰، ۱۳، ١٦، ۱۷ به صورت معکوس و بقیهٔ پرسش‌ها به صورت مستقیم نمره‌گذاری می‌شوند. روایی سازهٔ نسخهٔ فارسی از طریق تحلیل عاملی تأییدی حمایت شده است. همچنین، ضریب پایایی گزارش‌شده از طریق محاسبهٔ ضریب آلفای کرانباخ برای نمرهٔ کل (۰/۷۱) و خرده مقیاس‌های پذیرش خود (۰/۷۱)، روابط مثبت با دیگران (۰/۷۷)، خودمختاری یا استقلال (۰/۷۸)، تسلط بر محیط (۰/۷۷)، زندگی هدفمند (۰/۷۰) و رشد فردی (۰/۷۸)، نشانگر همسانی درونی بود (خانجانی و همکاران، ۱۳۹۳).

[1] Ryff Scale of Psychological Well-Being

ضریب آلفای کرانباخ در این پژوهش برای بهزیستی روان‌شناختی (α =۰/۸۱) مطلوب برآورد شد.

پرسشنامهٔ شفقت‌ورزی به خود[1]: برای سنجش شفقت به خود از فرم کوتاه پرسشنامهٔ شفقت به خود نف استفاده شد (Neff, 2003). این ابزار دارای سه مؤلفهٔ مهربانی به خود (گویه‌های ۵، ۱۲، ۱۹، ۲۳ و ۲۶) در برابر قضاوت کردن خود (گویه‌های ۱، ۸، ۱۱، ۱۶ و ۲۱)، اشتراک انسانی (گویه‌های ۳، ۷، ۱۰ و ۱۵) در برابر انزوا (گویه‌های ٤، ۱۳، ۱۸ و ۲۵) و ذهن‌آگاهی (گویه‌های ۹، ۱٤، ۱۷ و ۲۲) در برابر همانندسازی افراطی (گویه‌های ۲، ٦، ۲۰ و ۲٤) است. ماده‌ها در یک مقیاس لیکرت ۵رتبه‌ای، از تقریباً هرگز=۱ تا تقریباً همیشه=۵ تنظیم شده‌اند که نمرهٔ بالاتر سطح بالاتر شفقت به خود را نشان می‌دهد. ضمناً ماده‌های ۱، ٤، ۸، ۹، ۱۱ و ۱۲ به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. خسروی و همکاران (۱۳۹۲) از طریق تحلیل عاملی تأییدی روایی این سازهٔ شش‌عاملی را تأیید کردند. همچنین، پایایی گزارش‌شده از طریق محاسبهٔ ضریب آلفای کرانباخ برای نمرهٔ کل (۰/۷٦) و ابعاد آن شامل مؤلفهٔ مهربانی به خود (۰/۸۱)، قضاوت‌کردن خود (۰/۷۹)، اشتراک انسانی (۰/۸٤)، انزوا (۰/۸۵)، ذهن‌آگاهی (۰/۸۰) و همانندسازی افراطی (۰/۸۳)، نشانگر همسانی درونی مطلوب این مقیاس بود. ضریب آلفای کرانباخ در این پژوهش برای نمرهٔ کل (α =۰/۸۵) مطلوب برآورد شد.

مقیاس اندازه‌گیری چند بعدی شفقت در محیط کار[2]: برای سنجش شفقت در محیط کار از مقیاس چندبُعدی شفقت در محل کار[3] ماندلیا و پاندی استفاده شد (Mandliya & Pandey, 2023). این مقیاس دارای ۱۲ گویه و چهار بُعد توجه‌کردن (گویه‌های ۱ تا ۳)، همدلی (گویه‌های ٤ تا ٦)، حس‌سازی (گویه‌های ۷ تا ۹) و عمل‌کردن (گویه‌های ۱۰ تا ۱۲) است. پاسخ‌دهی به این مقیاس بر اساس طیف لیکرت هفت‌درجه‌ای از تقریباً هیچ‌وقت درست نیست=۱، تا تقریباً همیشه درست=۷ انجام می‌شود. نسخهٔ فارسی این ابزار برای اولین بار در این پژوهش استفاده شد. برای استفاده از این ابزار از روش بازگردانی ترجمه استفاده شد. ابتدا مقیاس به فارسی ترجمه شد و سپس به دو فرد متخصص در حوزهٔ زبان انگلیسی داده شد. نسخهٔ انگلیسی بازگردانی‌شده برای یکی از سازندگان نسخهٔ اصلی فرستاده شد و پس از تأیید سازنده در یک پایلوت ٤۰ نفری تأیید و سپس در این پژوهش شد. روایی همگرای نسخهٔ فارسی از طریق محاسبهٔ میانگین واریانس استخراج‌شده (۰/۵۹) تأیید شد. همچنین، پایایی ترکیبی (۰/۸٤) همسانی درونی این مقیاس را تأیید کرد. در این پژوهش، همسانی درونی از طریق محاسبهٔ ضریب آلفای کرانباخ برای ابعاد این مقیاس، یعنی توجه‌کردن، همدلی، حس‌سازی و عمل‌کردن به ترتیب ۰/۸٤، ۰/۸۰، ۰/۸۱ و ۰/۸۲ برآورد شد. همچنین، همسانی درونی برای نمرهٔ کل ۰/۸۸ بود. نتایج تحلیل عاملی تأییدی مقیاس شفقت در محیط کار نشان داد تمام بارهای عاملی استاندارد برای پرسش‌ها در خرده‌مقیاس‌های توجه‌کردن، همدلی‌کردن، حس‌سازی و عمل‌کردن بین ۰/۸ تا ۰/۹ در سطح معناداری ۰/۰۰۱ معنادار هستند که نشان می‌دهد هر پرسش توانسته است سازهٔ مربوط به خود را به‌خوبی تبیین می‌کند. بنابراین، نتایج تحلیل عاملی تأییدی مناسب‌بودن ساختار چهاربُعدی شفقت در محیط کار را حمایت می‌کند. همچنین، مقدار آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌ها بین ۰/۷۹۵ تا ۰/۸٤۱ است که نشان‌دهندهٔ پایایی درونی قابل قبول است. همچنین، پایایی ترکیبی نیز برای همهٔ خرده‌مقیاس‌ها در بازهٔ ۰/۸۸۰ تا ۰/۹۰٤ گزارش شده که حاکی از انسجام مناسب پرسش‌ها در هر خرده‌مقیاس است. از طرف دیگر، مقدار میانگین واریانس استخراج‌شده (AVE) برای تمام خرده‌مقیاس‌ها بین ۰/۷۰۹ تا ۰/۷۵۸ است و همگی بالاتر از ۰/۵ هستند. در نتیجه، روایی همگرا

[1] self-compassion questionnaire
[2] Multidimensional Workplace Compassion Scale
[2] Job Crafting Scale

تأیید می‌شود و نشان می‌دهد هر خرده‌مقیاس بخشی قابل ملاحظه از واریانس پرسش‌های مربوط به خود را تبیین می‌کند. روایی واگرا با استفاده از معیار فورنل–لارکر نیز نشان داد هر خرده‌مقیاس اشتراک واریانس بیشتری با پرسش‌های مربوط به خود نسبت به سایر خرده‌مقیاس‌ها دارد (توجه‌کردن، ۰/۸۷، همدلی‌کردن ۰/۸٤، حس‌سازی ۰/۸۵ و عمل‌کردن ۰/۸۵). در نتیجه، روایی واگرا بر اساس معیار فورنل–لارکر برای ابعاد شفقت در محیط کار تأیید می‌شود. روایی واگرا با استفاده از نسبت *HTMT* نیز در جدول ۱ گزارش شده است که با توجه به کوچک‌تربودن مقادیر از آستانهٔ ۰/۸۵، روایی واگرا بر اساس نسبت *HTMT* برای ابعاد شفقت در محیط کار تأیید می‌شود. گفتنی است، شاخص *NFI*= ۰/۸۵ و *SRMR*= ۰/۰٦۳ نشان‌دهندهٔ برازش مدل تحلیل عاملی تأییدی این مقیاس است.

جدول ۱

روایی واگرا با استفاده از نسبت HTMT برای شفقت در محیط کار

Table 1

Discriminant Validity by the HTMT ratio for the compassion at work

خرده‌مقیاس	توجه‌کردن	همدلی‌کردن	حس‌سازی	عمل‌کردن
توجه‌کردن	–			
همدلی‌کردن	۰/۵۸۲	–		
حس‌سازی	۰/٤٦٤	۰/۷۲٦	–	
عمل‌کردن	۰/۳۷۳	۰/۵۷۰	۰/۷۲۵	–

مقیاس دگرگون‌سازی شغلی: برای سنجش دگرگون‌سازی شغلی از مقیاس دگرگون‌سازی شغلی اسلمپ ولابرودریک استفاده شد (Slemp & Vella-Brodrick, 2013). این مقیاس ۱۵گویه‌ای به منظور سنجش میزان مشارکت کارکنان در تغییر شغل ایجاد شده است و سه حیطهٔ دگرگونی مرزهای وظیفه (گویه‌های ۱ تا ۵)، دگرگونی مرزهای شناخت (گویه‌های ٦ تا ۱۰) و دگرگونی مرزهای رابطه (گویه‌های ۱۱ تا ۱۵) را اندازه‌گیری می‌کند. پاسخ‌دهی در یک طیف ٦درجه‌ای از لیکرت (۱=به‌ندرت تا ٦=بیشتر اوقات) انجام می‌شود. نظری و همکاران (۱۳۹۷) روایی سازهٔ نسخهٔ فارسی این مقیاس را تأیید کردند. همچنین، همسانی درونی از طریق محاسبهٔ آلفای کرانباخ برای نمرهٔ کل، دگرگونی مرزهای وظیفه، دگرگونی مرزهای شناخت و دگرگونی مرزهای رابطه به ترتیب ۰/۸۸، ۰/۷۵، ۰/۷۸ و ۰/۸۱ گزارش شد (نظری و همکاران، ۱۳۹۷). در این پژوهش نیز، همسانی درونی از طریق محاسبهٔ آلفای کرانباخ ۰/۹۲ تخمین زده شد.

روش اجرا و تحلیل: پس از کسب مجوز از ادارهٔ کل آموزش‌وپرورش استان اصفهان، فرایند گردآوری داده‌ها در مدارس در دسترس پژوهشگر آغاز شد. به منظور دسترسی به شرکت‌کنندگان، پژوهشگر با مراجعهٔ حضوری به مدارس، هماهنگی‌های لازم را با مسئولان مربوط انجام داد. پس از توضیح هدف کلی پژوهش، نحوهٔ اجرای آن و ملاک‌های ورود و خروج برای مسئولان مدارس، هماهنگی‌های لازم برای توزیع پرسشنامه‌ها انجام شد. در مرحلهٔ بعد، پرسشنامه‌ها به صورت یک دفترچهٔ چاپی و یکپارچه آماده شد و در اختیار معلمان واجد شرایط قرار گرفت. پیش از تکمیل پرسشنامه‌ها، هدف پژوهش و اختیاری‌بودن مشارکت، نحوهٔ پاسخ‌گویی و محرمانه‌بودن اطلاعات برای شرکت‌کنندگان توضیح داد شد. در نهایت، معلمان پرسشنامه‌های پژوهش را تمکیل کردند. داده‌های این پژوهش از طریق آزمون همبستگی و مدل‌سازی معادلات ساختاری با کمک نرم‌افزارهای SPSS-27 و Amos-24 تحلیل شدند.

یافته‌ها

نمونهٔ پژوهش شامل ٤٦٥ نفر از معلمان بود که ٦٤/٩ درصد آنان زن و ۳۵/۱ درصد مرد بودند. از این تعداد، ۷۹/۸ درصد متأهل بودند. از نظر تحصیلات، بیشترین فراوانی مربوط به مقطع کارشناسی (۵۵/۵ درصد) و کارشناسی‌ارشد (۳۸/۵) بود و از نظر مقطع تدریس، ٤۷/۵ درصد در متوسطهٔ دوم، ۲٦ درصد در متوسطهٔ اول و ۲٦/۵ درصد در دورهٔ ابتدایی فعالیت داشتند. یافته‌های پژوهش در جدول ۲ و ۳، میانگین، انحراف معیار، چولگی متغیرهای پژوهش و ضرایب همبستگی بین آنها ارائه شده است.

جدول ۲

آماره‌های توصیفی

Table 2

Descriptive Statistics

متغیر پژوهش	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	متغیر پژوهش	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
۱. شفقت در محل کار	٤۳/٦۵	۷/۵۱	-۰/۱۳	۰/۵۸	۱۳. دگرگونی‌سازی شغلی	۵٤/۳۱	۱۰/٦۳	-۰/۵٤	۰/٤٦
۲. عمل‌کردن	۱۱/۲۰	۲/٤٤	-۰/٤۲	۰/۱۳	۱٤. رابطه	۱۷/۰۹	٤/۱۵	-۰/۳۱	۰/۰٤
۳. همدلی	۱۰/٦۸	۲/۵۱	-۰/٤٤	۰/٤۸	۱۵. شناخت	۱۹/۲۵	٤/۲۹	-۰/٦۲	۰/۰۲
٤. توجه‌کردن	۱۱/٤۹	۲/۲٤	-۰/۵۹	۱/۱۳	۱٦. وظیفه	۱۷/۹٦	۳/٦٤	-۰/٤۵	۰/٤۱
۵. حس‌سازی	۱۰/۲۸	۲/۵۱	-۰/۲۰	۰/۰۵	۱۷. بهزیستی روان‌شناختی	۷۹/۱۱	۱۰/۱۹	-۰/۲٤	-۰/۷۹
٦. خودشفقت‌ورزی	۸۵/۷۱	۱۲/۷٦	-۰/۱۵	۰/۳۷	۱۸. تسلط بر محیط	۱٤/۱۲	۲/٦۹	-۰/٤۳	-۰/۲٤
۷. انزوا	۱۳/۷۲	۳/۱۷	-۰/۲۸	-۰/۰۹	۱۹. روابط مثبت با دیگران	۱۳/۳٤	۲/۸۹	-۰/۲۵	-۰/۸۱
۸. اشتراکات انسانی	۱۳/۲۹	۲/۷۱	-۰/۳۱	۰/۱۷	۲۰. پذیرش خود	۱۳/۷٦	۲/۷۹	-۰/۷٤	۰/۹۲
۹. مهربانی با خود	۱۷/۱٤	٤/۰۳	-۰/۳۲	-۰/۱۸	۲۱. خودمختاری	۱۱/۳۵	۱/۹٦	-۰/۱۸	۰/۹۳
۱۰. ذهن‌آگاهی	۱۳/۳۰	۲/٤۱	-۰/٤۰	۰/۷٤	۲۲. زندگی هدفمند	۱۱/۹۰	۲/٤۲	۰/۰۰	-۰/۰۸
۱۱. همانندسازی افراطی	۱۲/٤۵	۳/۱۳	-۰/۰۷	-۰/۱۱	۲۳. رشد فردی	۱٤/٦٤	۲/۸۳	-۰/٦۲	-۰/۲۷
۱۲. قضاوت نسبت به خود	۱۵/۸۲	۳/۵٦	۰/۰٦	-۰/۰۷					

بر اساس یافته‌های جدول ۲، میانگین شفقت در محل کار برابر ٤۳/٦۵ و انحراف معیار برابر ۷/۵۱، میانگین خودشفقت‌ورزی برابر ۸۵/۷۱ و انحراف معیار برابر ۱۲/۷٦، میانگین دگرگونی‌سازی برابر ۵٤/۳۱ و انحراف معیار برابر ۱۰/٦۳ و میانگین بهزیستی روان‌شناختی برابر ۷۹/۱۱ و انحراف معیار برابر ۱۰/۱۹ است. همچنین، مقادیر چولگی و کشیدگی تمام متغیرها در بازهٔ استاندارد و مجاز (±۲) قرار دارند و پیش‌فرض نرمال‌بودن تک‌متغیره برای تمامی متغیرها و ابعاد آنها تأیید می‌شود.

بررسی نرمال‌بودن چندمتغیره: علاوه بر بررسی چولگی و کشیدگی تک‌متغیره، به منظور بررسی فرض نرمال‌بودن چندمتغیرهٔ داده‌ها، از آزمون ضریب کشیدگی چندمتغیرهٔ ماردیا استفاده شد. یافته‌ها نشان داد ضریب کشیدگی چندمتغیره برابر ٤٦/٤٦٦ و نسبت بحرانی متناظر با آن برابر ۱۷/۵۲٤ است. از آنجا که مقدار نسبت بحرانی از آستانهٔ استاندارد ۳ فراتر رفته است، فرض نرمال‌بودن توزیع چندمتغیرهٔ داده‌ها برقرار نشد. از این رو، با توجه به نقض این فرض، از روش بازنمونه‌گیری بوت‌استرپینگ[1] با ۲۰۰۰ نمونه‌گیری مجدد و محاسبهٔ فواصل اطمینان ۹۵ درصد تصحیح‌شده با روش اریبی[2] استفاده شد.

[1] Bootstrapping
[2] Bias-Corrected Percentile Method

جدول ۳

ضرایب همبستگی

Table 2

Correlation Coefficient

متغیر	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱٤	۱٥	۱٦	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰	۲۱	۲۲	۲۳
۱. شفقت در محل کار	۱																							
۲. عمل‌کردن	۵۶۸/۰	۱																						
۳. همدلی	٤۱۷/۰	۲٦٤/۰	۱																					
٤. توجه‌کردن	۱۸٤/۰	۵۰۳/۰	۱٦٤/۰	۱																				
٥. حس‌سازی	۰۸۷/۰	۵۷۵/۰	۵۷۲/۰	۳۸۷/۰	۱																			
٦. خودشفقت‌ورزی	٤۱۰/۰	۳۳۱/۰	-۱۰٤/۰	-۰۲٦/۰	۰٤۱/۰	۱																		
۷. انزوا	-۰۸۹/۰	۲٦۰/۰	-۱۷۷/۰	-۱۸۷/۰	-۰۵۲/۰	۰۸۳۰/۰	۱																	
۸. اشتراکات انسانی	۱۹۵/۰	۳۸۷/۰	٤٦٤/۰	۳۸۷/۰	۱۹۳/۰	۵۱٦/۰	۸۷۵/۰	۱																
۹. مهربانی با خود	۱۰۰/۰	۸۷۵/۰	-۱۰۱۹/۰	۳۹/۰	۱۰۳/۰	۸۰۳/۰	۵۵۰/۰	۵۷/۰	۱															
۱۰. ذهن‌آگاهی	۷۸۰/۰	۱۱٦/۰	-۰۰۰۲/۰	۰۰۲/۰	۱۲۳/۰	٤۹۹/۰	٦٤/۰	۵۷/۰	۶۲۱/۰	۱														
۱۱. همانندسازی افراطی	-۷۹۵/۰	۰۱۰/۰	-۱۱٦۹/۰	-۰۷۰/۰	-۰٦٤/۰	۸۱۳/۰	۸٦۳/۰	۰۳۳/۰	۲۹۹/۰	۰۲٦/۰	۱													
۱۲. قضاوت نسبت به خود	-٤۰۷/۰	-۱۲۰/۰	-۱۱٦۹/۰	-۳۸۰/۰	-۰۹۷/۰	۱٦٦۸/۰	۲٦۲۹/۰	-۰۵۷/۰	۳۰۵/۰	-۱۰۵/۰	۷٦۵/۰	۱												
۱۳. دگرگونی‌سازی شغلی	۳۷۸/۰	۲۷۲/۰	۱۵۳/۰	٤۱/۰	۲۹۵/۰	۲۹۱/۰	۰۹۳/۰	۳٦/۰	٤۱۱/۰	۳۹۲/۰	-۱۰۰/۰	۰۳٦)	۱											
۱٤. رابطه	٦٤۸/۰	۳٦۲/۰	۰۷۵/۰	۱۳۳/۰	۲۸۷/۰	۲٤۵/۰	۰۹٦/۰	۲۵۲/۰	۳۵٤/۰	۲۹۹/۰	۰۰۷/۰	-۷۰۰/۰	۱	۷٦۹/۰	۱									
۱۵. شناخت	٦۱۸/۰	۸۱۲/۰	۰۱۱٤/۰	۰۱۰۹/۰	۲۲٤/۰	۷۸۵/۰	۱۰۲/۰	۲۵۵/۰	۳۸۹/۰	۳٦۰/۰	-۰۰۳/۰	-۷۰۰/۰	۷۰۷/۰	۷۸۹۷/۰	۶۵۱/۰	۱								
۱٦. وظیفه	۱۹۸/۰	۷٦۲/۰	۰۲۱۵/۰	۱۳۱/۰	۷۲۰/۰	۳۳۳/۰	٤۲۰۲/۰	٤۲۴/۰	۳۵/۰	۳۷۰/۰	-۳٦۰۳/۰	-۸۷۰/۰	۷۷۱/۰	۷۸۷۱/۰	۳٦۱/۰	۶۹۶/۰	۱							

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	۲۰	۲۱	۲۲	۲۳
۱۷. بهزیستی روان‌شناختی	۰/۲۱۰	۰/۳۵۰	۰/۵۰۰	−۰/۱۰۸	۰/۵۰۰	۰/۵۹۵	۰/۸۳۸	۰/۸۳۸	۰/۸۱۶	۰/۶۵۸	۰/۷۵۸	۰/۵۵۱	۰/۸۳۸	۰/۶۳۸	۰/۴۸۵	۰/۵۶۸	۱						
۱۸. تسلط بر محیط	۰/۳۵۰	۰/۱۰۶	−۰/۱۱۰	−۰/۰۸۰	۰/۳۷۰	۰/۵۱۶	۰/۶۸۴	۰/۳۰۸	۰/۶۵۴	۰/۵۲۴	۰/۳۶۲	۰/۴۱۲	۰/۰۶۲	۰/۵۸۲	۰/۷۵۴	۰/۵۱۳	۰/۰۷۰	۱					
۱۹. روابط مثبت با دیگران	۰/۷۱۰	۰/۱۵۰	۰/۰۰۰	−۰/۱۳۵	۰/۱۴۰	۰/۱۰۳	۰/۱۶۱	۰/۲۵۸	۰/۷۶۲	۰/۸۶۱	۰/۷۷۱	۰/۵۶۱	۰/۶۱۸	۰/۷۳۱	۰/۰۴۲	۰/۸۱۶	۰/۱۰۸	۰/۱۶۳	۱				
۲۰. پذیرش خود	۰/۱۰۰	۰/۵۷۰	−۰/۸۵۰	−۰/۱۳۵	۰/۸۹۰	۰/۶۷۵	۰/۷۶۲	۰/۲۱۶	۰/۵۵۲	۰/۶۵۵	۰/۶۱۳	۰/۸۱۳	۰/۶۸۳	۰/۳۸۳	۰/۸۱۳	۰/۶۱۳	۰/۶۴۸	۰/۸۱۶	۰/۶۵۳	۱			
۲۱. خودمختاری	۰/۷۷۰	−۰/۷۰۰	۰/۲۴۰	۰/۴۸۱	۰/۷۱۱	۰/۵۸۲	۰/۷۸۱	۰/۲۱۱	۰/۸۳۳	۰/۶۳۱	۰/۰۷۱	۰/۵۷۱	۰/۸۸۱	۰/۷۹۰	۰/۳۰۱	۰/۸۳۱	۰/۰۶۳	۰/۳۸۲	۰/۲۵۰	۰/۱۷۱	۱		
۲۲. زندگی هدفمند	۰/۸۱۰	−۰/۱۰۹	۰/۳۴۰	۰/۰۸۰	۰/۰۱۰	−۰/۱۳۰	۰/۶۱۰	۰/۶۸۰	۰/۶۳۲	۰/۰۰۰	−۰/۱۸۰	−۰/۷۱۰	۰/۰۰۰	۰/۲۰۰	۰/۷۸۰	−۰/۷۵۰	۰/۰۰۰	−۰/۳۱۰	۰/۳۰۰	۰/۸۷۱	۰/۱۳۱	۰/۶۸۳	۱	
۲۳. رشد فردی	۰/۶۱۰	۰/۷۱۱	۰/۸۱۰	−۰/۰۴۰	۰/۰۰۱	۰/۸۳۶	۰/۱۷۸	۰/۱۷۸	۰/۳۵۳	۰/۸۳۳	۰/۸۷۱	۰/۷۳۱	۰/۶۰۰	۰/۳۷۵	۰/۵۷۸	۰/۳۵۳	۰/۰۰۷	۰/۶۳۶	۰/۸۷۵	۰/۶۸۲	۰/۶۸۱	۱	

ضرایب همبستگی در جدول ۳ نشان‌دهندهٔ روابط مثبت و معنادار دگرگون‌سازی شغلی با خودشفقت‌ورزی، بهزیستی روان‌شناختی و شفقت در محیط کار است. بهزیستی روان‌شناختی با خودشفقت‌ورزی و دگرگون‌سازی شغلی رابطه‌ای مستقیم و معنادار دارد (p<۰/۰۵). به عبارت دقیق‌تر، با افزایش بهزیستی روان‌شناختی، خودشفقت‌ورزی و دگرگون‌سازی شغلی نیز افزایش می‌یابند، اما رابطه‌ای معنادار بین بهزیستی روان‌شناختی و شفقت در محیط کار وجود ندارد (p>۰/۰۵). همچنین، رابطهٔ بین شفقت در محیط کار و خودشفقت‌ورزی نیز معنادار نبود (p>۰/۰۵). اضافه بر این موارد، یافته‌ها نشان می‌دهد بیشترین ضریب همبستگی مشاهده‌شده میان خرده‌مقیاس‌های متعلق به سازه‌های ناهمسان برابر ۰/۵۱۸ (بین مهربانی با خود و پذیرش خود) و همبستگی‌های بیشتر از ۰/۷ صرفاً میان ابعاد درونی یک سازهٔ واحد برقرار است؛ این الگو استقلال مفهومی و روایی تشخیصی مطلوب میان سازه‌ها را تأیید می‌کند.

به منظور بررسی داده‌های پرت چندمتغیره، مجذور فاصلهٔ ماهالانوبیس برای تمام مشاهدات بر اساس تعداد متغیرهای مشاهده‌شده (df=۱۵) محاسبه شد. مقدار بحرانی توزیع کای‌دو در سطح ۰/۰۰۱ برابر ۳۷/۷۰ به دست آمد. مقایسهٔ مقادیر حاکی از آن بود که مجذور فاصلهٔ ماهالانوبیس ۲ داده بزرگ‌تر از مقدار بحرانی و در سطح خطای ۰/۰۰۱ معنادار بود؛ از این رو، این دو مشاهده از تحلیل کنار گذاشته شدند.

در ارزیابی مدل اندازه‌گیری، بارهای عاملی شاخص‌ها بررسی شده‌اند. بر اساس توصیه‌های روش‌شناختی در مدل‌یابی معادلات ساختاری مبتنی بر حداقل مربعات جزئی، شاخص‌هایی که بار عاملی آنها کمتر از ۰/٤ باشد، دارای کفایت لازم نیستند و حذف آنها از مدل پیشنهاد می‌شود (Hair et al., 2017). بر این اساس، ابعاد «زندگی هدفمند»، «خودمختاری»، «اشتراکات انسانی» و «ذهن‌آگاهی»، به دلیل پایین‌بودن بار عاملی و عدم دست‌یابی به حداقل معیارهای پذیرفتنی، از مدل اندازه‌گیری حذف شدند. مدل اولیه

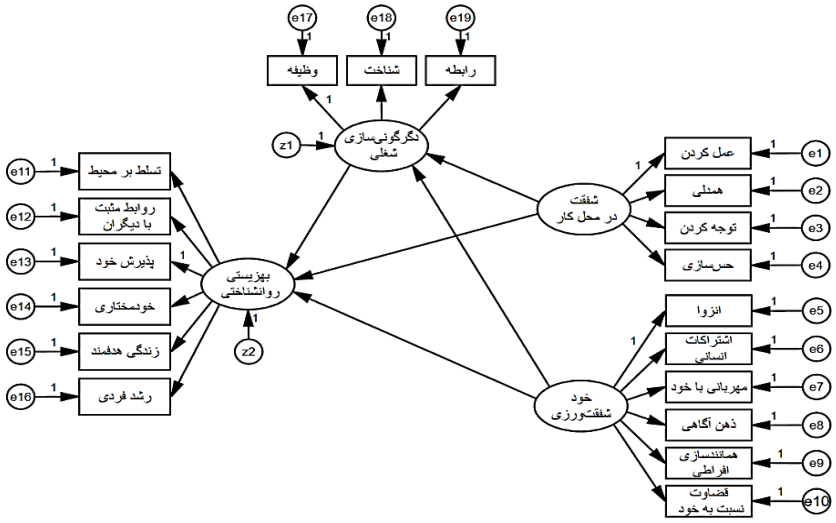
پژوهش با هدف بررسی نقش میانجی‌گری دگرگون‌سازی شغلی در رابطه بین خودشفقت‌ورزی و شفقت در محیط کار با بهزیستی روان‌شناختی، در شکل ۱ و مدل اصلاح‌شده آن در شکل ۲ ارائه شده است.

شکل ۱

نقش میانجی‌گری دگرگون‌سازی شغلی در رابطهٔ بین خودشفقت‌ورزی و شفقت در محیط کار با بهزیستی روان‌شناختی

Figure1

The Mediating Role of Job Crafting in the Relationship between Self-Compassion and Compassion at Work with Psychological Well-being

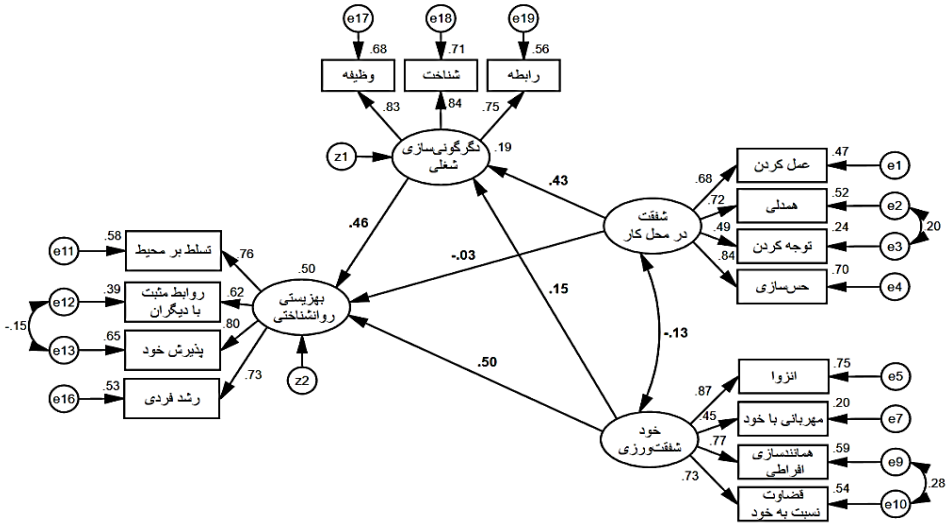


شکل ۲

مدل اصلاح‌شدهٔ نقش میانجی‌گری دگرگون‌سازی شغلی در رابطهٔ بین خودشفقت‌ورزی و شفقت در محیط کار با بهزیستی روان‌شناختی با ضرایب مسیر و بارهای عاملی

Figure 2

A Revised Model of the Mediating Role of Job Crafting in the Relationship between Self-compassion and Compassion at Work with Psychological Well-being, including Path Coefficients and Factor Loadings



جدول ٤

پایایی و روایی همگرا متغیرهای پژوهش

Table 4

Reliability and Convergent Validity of the Research Variables

متغیر پژوهش	آلفای کرونباخ	پایایی ترکیبی	روایی همگرا (AVE)
بهزیستی روان‌شناختی	۰/۷۵۵	۰/۸۲۰	۰/۷۲۷
خودشفقت‌ورزی	۰/۷۳۷	۰/۸۰٦	۰/۸۰۷
شفقت در محیط کار	۰/۷۷۵	۰/۷۸۲	۰/٦۸۳
دگرگونی‌سازی شغلی	۰/۸۵٤	۰/۸٤۹	۰/۷۰۵

همان‌گونه که در جدول ٤ مشاهده می‌شود، مقادیر آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی برای مدل‌های اندازه‌گیری بهزیستی روان‌شناختی، خودشفقت‌ورزی، شفقت در محیط کار و دگرگون‌سازی شغلی همگی بیشتر از حد آستانه ۰/۷ هستند که بیانگر پایایی درونی مناسب آنهاست. از سوی دیگر، مقادیر AVE مدل‌های اندازه‌گیری بهزیستی روان‌شناختی، خودشفقت‌ورزی، شفقت در محیط کار و دگرگون‌سازی شغلی بزرگ‌تر از ۰/۵ هستند که نشان‌دهندهٔ روایی همگرای مطلوب این مدل‌های اندازه‌گیری است.

جدول ۵

نتایج ضرایب مسیر مدل‌های اندازه‌گیری بهزیستی روان‌شناختی، خودشفقت‌ورزی، شفقت در محیط کار و دگرگونی‌سازی شغلی با استفاده از روش بوت‌استرپ

Table 5

Results of the Path Coefficients of the Measurement Models of Psychological Well-being, Self-Compassion, Compassion at Work, and Job Crafting Using the Bootstrapping Method

مسیر	ضریب استاندارد	خطای استاندارد	آمارهٔ آزمون	فاصلهٔ اطمینان		سطح معناداری	نتیجه
				کران پایین	کران بالا		
بهزیستی روان‌شناختی ← پذیرش خود	۰/۸۰۵	۰/۰۳۰	۲٦/۸۳۳	۰/۷٤٤	۰/۸۵۷	۰/۰۰۰	تأیید
بهزیستی روان‌شناختی ← روابط مثبت با دیگران	۰/٦۲۱	۰/۰۳۷	۱٦/۷۸٤	۰/۵٤٦	۰/٦۸۹	۰/۰۰۰	تأیید
بهزیستی روان‌شناختی ← تسلط بر محیط	۰/۷٦۵	۰/۰۳۰	۲۵/۵۰۰	۰/۷۰۳	۰/۸۲۰	۰/۰۰۰	تأیید
بهزیستی روان‌شناختی ← رشد فردی	۰/۷۳۱	۰/۰۳۲	۲۲/۸٤٤	۰/٦٦۰	۰/۷۸۹	۰/۰۰۰	تأیید
خود شفقت‌ورزی ← مهربانی با خود	۰/٤۵۲	۰/۰۵۸	۷/۷۹۳	۰/۳۳۷	۰/۵٦۵	۰/۰۰۰	تأیید
خود شفقت‌ورزی ← قضاوت نسبت به خود	۰/۷۳٤	۰/۰۳۳	۲۲/۲٤۲	۰/٦٦۷	۰/۷۹٦	۰/۰۰۰	تأیید
خود شفقت‌ورزی ← انزوا	۰/۸٦٦	۰/۰۲۷	۳۲/۰۷٤	۰/۸۱٤	۰/۹۲۱	۰/۰۰۰	تأیید
خود شفقت‌ورزی ← همانندسازی افراطی	۰/۷۷۰	۰/۰۳۰	۲۵/٦٦۷	۰/۷۰۸	۰/۸۲٤	۰/۰۰۰	تأیید
شفقت در محیط کار ← عمل‌کردن	۰/٦۸۳	۰/۰۳۷	۱۸/٤۵۹	۰/٦۰۸	۰/۷۵۰	۰/۰۰۰	تأیید
شفقت در محیط کار ← حس‌سازی	۰/۸۳۵	۰/۰۳٤	۲٤/۵۵۹	۰/۷٦٦	۰/۸۹۸	۰/۰۰۰	تأیید
شفقت در محیط کار ← همدلی	۰/۷۱۸	۰/۰٤۱	۱۷/۵۱۲	۰/٦۳۱	۰/۷۹۰	۰/۰۰۰	تأیید
شفقت در محیط کار ← توجه‌کردن	۰/٤۹۱	۰/۰۵٦	۸/۷٦۸	۰/۳۸۵	۰/٦۰۲	۰/۰۰۰	تأیید
دگرگونی‌سازی شغلی ← دگرگونی مرزهای وظیفه	۰/۸۲٦	۰/۰۲۷	۳۰/۵۹۳	۰/۷٦٤	۰/۸۷۱	۰/۰۰۰	تأیید
دگرگونی‌سازی شغلی ← دگرگونی مرزهای شناخت	۰/۸٤۳	۰/۰۲٤	۳۰/۹۵۸	۰/۷۹۳	۰/۸۸	۰/۰۰۰	تأیید
دگرگونی‌سازی شغلی ← دگرگونی مرزهای رابطه	۰/۷٤۹	۰/۰۲۷	۱۷/۷٤۱	۰/٦۹۲	۰/۸۰۱	۰/۰۰۰	تأیید

مطابق یافته‌های جدول ۵، بارهای عاملی حداقل ۰/٤ و در سطح خطای ۵ درصد معنادار هستند؛ از این رو، می‌توان نتیجه گرفت این ابعاد، سازه‌های مربوط به خود را به طور مطلوب تبیین می‌کنند. به بیان دیگر، شاخص‌های مشاهده‌شده از توان کافی برای سنجش سازه‌های بهزیستی روان‌شناختی، خودشفقت‌ورزی، شفقت در محیط کار و دگرگون‌سازی شغلی برخوردار هستند. بنابراین، نتایج تحلیل عاملی تأییدی حاکی از برازش مناسب مدل‌های اندازه‌گیری این چهار سازه و تأیید ساختار عاملی آنهاست. همچنین، گفتنی است، بار عاملی ابعاد «زندگی هدفمند»، «خودمختاری»، «اشتراکات انسانی» و «ذهن‌آگاهی» کمتر از ۰/۲ برآورد شد؛ از این رو، به دلیل ضعف در تبیین سازهٔ مربوط و نداشتن کفایت لازم، این ابعاد از مدل نهایی حذف شدند.

جدول ٦

نتایج ضرایب مسیر غیرمستقیم نقش میانجی دگرگون‌سازی شغلی در رابطهٔ بین خودشفقت‌ورزی و شفقت در محیط کار با بهزیستی روان‌شناختی با استفاده از روش بوت‌استرپ

Table 6

Indirect Path Coefficients for the Mediating Role of Job Crafting between Self-Compassion, Compassion at Work, and Psychological Well-Being Using the Bootstrapping Method

مسیر	ضریب استاندارد	خطای استاندارد بوت‌استرپ	آمارهٔ آزمون	فاصلهٔ اطمینان بوت‌استرپ		سطح معناداری	نتیجه
				کران پایین	کران بالا		
خود شفقت‌ورزی ← دگرگون‌سازی شغلی ← بهزیستی روان‌شناختی	۰/۰٦۹	۰/۰۲۹	۲/۳۷۹	۰/۰۱٤	۰/۱۲۷	۰/۰۲۱	تأیید
شفقت در محل کار ← دگرگون‌سازی شغلی ← بهزیستی روان‌شناختی	۰/۱۹۸	۰/۰۳۷	۵/۳۵۱	۰/۱۳۳	۰/۲۷۹	۰/۰۰۱	تأیید

بر اساس یافته‌های جدول ٦، ضریب مسیر غیرمستقیم خودشفقت‌ورزی با بهزیستی روان‌شناختی برابر ۰/۰٦۹ با سطح معناداری ۰/۰۲۱ (p<۰/۰۵) است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت خودشفقت‌ورزی با بهزیستی روان‌شناختی از طریق دگرگون‌سازی رابطهٔ مثبت و معنادار دارد. همچنین، ضریب مسیر غیرمستقیم شفقت در محل کار با بهزیستی روان‌شناختی برابر ۰/۱۹۸ با سطح معناداری ۰/۰۰۱ (p<۰/۰۵) است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت شفقت در محل کار با بهزیستی روان‌شناختی از طریق دگرگون‌سازی رابطهٔ مثبت و معنادار دارد. بنابراین، فرضیهٔ نقش میانجی دگرگون‌سازی شغلی در رابطهٔ بین خودشفقت‌ورزی و شفقت در محیط کار با بهزیستی روان‌شناختی در سطح خطای ۰/۰۵ تأیید می‌شود.

جدول ۷

ضرایب مستقیم بین متغیرهای پژوهش با استفاده از روش بوت‌استرپ

Table 7

Direct Path Coefficients between the Study Variables Using the Bootstrapping Method

مسیر	ضریب استاندارد	خطای استاندارد	آمارهٔ آزمون	فاصلهٔ اطمینان		سطح معناداری	نتیجه
				کران پایین	کران بالا		
خود شفقت‌ورزی ← بهزیستی روان‌شناختی	۰/٤۹۸	۰/۰٤۸	۱۰/۳۷۵	۰/۲۹۵	۰/٤۹۳	۰/۰۰۰	تأیید
خود شفقت‌ورزی ← دگرگون‌سازی شغلی	۰/۱٤۸	۰/۰٦۳	۲/۳٤۹	۰/۰۱۹	۰/۲۹۰	۰/۰۳۰	تأیید
دگرگون‌سازی شغلی ← بهزیستی روان‌شناختی	۰/٤٦۵	۰/۰۵٦	۸/۳۰٤	۰/۲۵۸	۰/٤۲۸	۰/۰۰۰	تأیید
شفقت در محل کار ← بهزیستی روان‌شناختی	-۰/۰۲۷	۰/۰۵٦	-۰/٤۸۲	-۰/۱۸۹	۰/۱۰۹	۰/٦٦۳	عدم تأیید
شفقت در محل کار ← دگرگون‌سازی شغلی	۰/٤۲۷	۰/۰۵۵	۷/۷٦٤	۰/۵۷۸	۱/۰۳٤	۰/۰۰۰	تأیید

طبق یافته‌های جدول ۷، رابطهٔ خودشفقت‌ورزی با بهزیستی روان‌شناختی دارای ضریب استاندارد ۰/٤۹۸ با سطح معناداری کمتر از ۰/۰۰۱ است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت خودشفقت‌ورزی با بهزیستی روان‌شناختی رابطهٔ مثبت و معنادار دارد. همچنین، نتایج از رابطهٔ مستقیم خودشفقت‌ورزی با دگرگون‌سازی شغلی حمایت می‌کند. این رابطه دارای ضریب استاندارد ۰/۱٤۸ با سطح معناداری ۰/۰۳۰ (p<۰/۰۵) است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت خودشفقت‌ورزی با دگرگون‌سازی شغلی رابطهٔ مثبت و معنادار دارد. علاوه بر این، رابطهٔ دگرگون‌سازی شغلی با بهزیستی روان‌شناختی دارای ضریب استاندارد ۰/٤٦۵ با سطح معناداری کمتر از ۰/۰۰۱ است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت دگرگون‌سازی شغلی با بهزیستی روان‌شناختی نیز رابطهٔ مثبت و معنادار دارد. از طرفی دیگر، رابطهٔ شفقت در محل کار با بهزیستی روان‌شناختی دارای ضریب استاندارد ۰/۰۲۷- با سطح معناداری ۰/٦٦۳ (p>۰/۰۵) است که نشان می‌دهد شفقت در محیط کار با بهزیستی روان‌شناختی رابطهٔ معنادار ندارد. نتایج همچنین نشان می‌دهد رابطهٔ شفقت در محل کار بر دگرگون‌سازی شغلی دارای ضریب استاندارد ۰/٤۲۷ با سطح معناداری کمتر از ۰/۰۰۱ است و حکایت از آن دارد که شفقت در محل کار با دگرگون‌سازی شغلی رابطهٔ مثبت و معنادار دارد. در نهایت، بر اساس یافته‌های بالا، می‌توان نتیجه گرفت دگرگون‌سازی شغلی در رابطهٔ شفقت در محل کار و بهزیستی روان‌شناختی، نقش میانجی کامل و در رابطهٔ خودشفقت‌ورزی و بهزیستی روان‌شناختی، نقش میانجی جزئی دارد.

شاخص‌های برازش مدل نقش میانجی دگرگون‌سازی شغلی در رابطهٔ بین خودشفقت‌ورزی و شفقت در محیط کار با بهزیستی روان‌شناختی در جدول ۸ گزارش شده‌اند.

جدول ۸

شاخص‌های برازش مدل برای نقش میانجی دگرگون‌سازی شغلی در رابطهٔ بین خودشفقت‌ورزی، شفقت در محل کار و بهزیستی روان‌شناختی

Table 8

Model Fit Indices for the Mediating Role of Job Crafting between Self-Compassion, Compassion at Work, and Psychological Well-Being

شاخص	χ^2/df	RMSEA	GFI	AGFI	CFI	TLI	IFI	RFI	NFI	PGFI	PCFI
دامنهٔ قابل قبول	کمتر از ۳	کمتر از ۰/۰۸				بیش از ۰/۹				بیش از ۰/۵	
مدل نهایی	۳/۲۷۷	۰/۰۷۱	۰/۹۳۱	۰/۸۹۸	۰/۹۳۵	۰/۹۱۵	۰/۹۳۵	۰/۸۸۲	۰/۹۰۹	۰/٦۲۹	۰/۷۲۱

بر اساس یافته‌های جدول ۸، مقدار نسبت کای‌دو به درجهٔ آزادی (χ^2/df=۳/۲۷۷) از ملاک ایده‌آل (کمتر از ۳) فراتر رفته است؛ با این حال، برازشی نسبتاً خوب را نشان می‌دهد. همچنین، مقادیر شاخص‌های AGFI=۰/۸۹۸ و RFI=۰/۸۸۲ از آستانهٔ ۰/۹ اندکی کمتر هستند، اما فاصله‌ای بسیار ناچیز با این مرز دارند و در سطح برازش متوسط رو به بالا قرار دارند. در مقابل، شاخص ریشهٔ میانگین مجذورات خطای تقریب (RMSEA=۰/۰۷۱) در محدودهٔ مطلوب قرار دارد و شاخص‌های برازش تطبیقی شامل GFI=۰/۹۳۱، CFI=۰/۹۳۵، TLI=۰/۹۱۵، IFI=۰/۹۳۵، NFI=۰/۹۰۹ برازش مناسب مدل را تأیید می‌کنند. افزون بر این، مقادیر شاخص‌های مقتصد شامل PGFI=۰/۶۲۹ و PCFI=۰/۷۲۱ بیشتر از ۰/۵ هستند و کفایت مدل را نشان می‌دهند. بنابراین، با اتکا به برآیند کل شاخص‌های برازش مطلق، تطبیقی و مقتصد، می‌توان نتیجه گرفت مدل نهایی پژوهش با داده‌های تجربی برازشی قابل قبول دارد.

بحث

این پژوهش با هدف بررسی روابط بین خودشفقت‌ورزی و شفقت در محیط کار با بهزیستی روان‌شناختی از طریق نقش میانجی دگرگون‌سازی شغلی انجام شد. نتایج نشان داد دگرگون‌سازی شغلی رابطهٔ بین شفقت در محیط کار و بهزیستی شغلی را به طور کامل میانجی‌گری می‌کند. این بدان معناست که در بافت مورد مطالعه، وجود دگرگون‌سازی برای ارتقای بهزیستی روان‌شناختی ضروری است. همچنین، نتایج نشان داد بخشی از اثرات خودشفقت‌ورزی از طریق دگرگون‌سازی به بهزیستی روان‌شناختی منجر می‌شود. این بدان معناست که دگرگون‌سازی در این رابطه به عنوان میانجی جزئی ظاهر شده است. پژوهشی یافت نشد که نتایج آن به طور مستقیم با نتایج مربوط به این پژوهش هم‌سو باشد؛ با این حال، وجود روابط مثبت بین خودشفقت‌ورزی و شفقت در محیط کار با بهزیستی روان‌شناختی هم‌سو با نتایج مطالعات قبلی است (Felder et al., 2016; Homan, 2016; López et al, 2018; Mendes et al., 2023; Sun et al., 2016). همچنین، مطالعاتی مختلف وجود دارند که از رابطهٔ دگرگون‌سازی با شفقت (Choi & Ko, 2024; Ko, 2019) و همچنین با بهزیستی روان‌شناختی (Yepes-Baldó et al., 2018; Zheng et al., 2024) حمایت می‌کنند. شفقت در محیط کار که درک و پاسخ همدلانه به رنج دیگران است (Dutton et al., 2014)، می‌تواند ارتباطات مشفقانه را شکل دهد. نگرش مشفقانه در محیط کار با توسعهٔ همدلی، مرزهای ارتباطی را گسترش می‌دهد و بستری برای دگرگون‌سازی شغلی فراهم می‌کند. این دگرگون‌سازی شغلی با کمک به افراد برای هم‌سوشدن شغلشان با هویتشان (Ko, 2019)، زمینه را برای افزایش بهزیستی روان‌شناختی فراهم می‌کند. از سوی دیگر، شفقت در محیط کار با برانگیختن رفتارهای اجتماع‌پسند، امنیت روان‌شناختی را افزایش می‌دهد (Gilbert et al., 2019) و این احساس امنیت به بهزیستی روان‌شناختی منجر می‌شود. هنگامی که معلمان در یک بافت جمعی حمایت‌گر قرار می‌گیرند، احساس تعلق و ارزشمندی می‌کنند و منابع عاطفی آنان در برابر استرس تجدید می‌شود. این احساس امنیت و پشتیبانی، انرژی و تمایل بیشتری را در فرد برای ایجاد تغییرات مثبت و معنادار در شغلش فراهم می‌آورد. در نتیجه، فرد ممکن است مرزهای وظایف شغلی خود را فراتر از شرح وظایف

رسمی گسترش دهد و فعالیت‌هایی را انجام دهد که با نیازها و ارزش‌های شخصی‌اش هماهنگ‌تر هستند. این هماهنگی و معناداری عمیق‌تر در شغل، بهزیستی روان‌شناختی را به دنبال خواهد داشت (Bakker & Demerouti, 2017). بنابراین، شفقت در محیط کار از طریق تقویت فرایندهای شناختی-رفتاریِ دگرگون‌سازی شغلی، به عنوان یک مکانیسم میانجی، بهزیستی روان‌شناختی معلمان را ارتقا می‌بخشد. در بافت فرهنگی مدارس در ایران، روابط همکاری معمولاً بر پایهٔ ارزش هایی مانند همدلی، ایثار، همکاری و مسئولیت‌پذیری جمعی شکل می‌گیرند. در نتیجه، شفقت نسبت به همکاران یک هنجار اخلاقی محسوب می‌شود. معمولاً در ایران معلمان به همکاران خود کمک می‌کنند و از نظر عاطفی حمایت‌گر یکدیگر هستند؛ با این حال، اگر این شفقت صرفاً در حد یک احساس یا رفتار اخلاقی باقی بماند، ممکن است با صرف زمان، انرژی و منابع هیجانی همراه باشد. در نتیجه، افزایش بار هیجانی نه فقط تأثیری مستقیم بر بهزیستی ندارد، بلکه عوارض فرسودگی آن چشمگیر است، اما هنگامی که این شفقت به سمت دگرگون‌سازی شغلی و طراحی مجدد شغل سمت‌وسو یابد، منابع شغلی را افزایش می‌دهد و فشارهای شغلی را مدیریت می‌کند. در نتیجه، بهزیستی روان‌شناختی ارتقا می‌یابد. در تبیین نقش میانجی دگرگون‌سازی شغلی بین خودشفقت‌ورزی و بهزیستی روان‌شناختی، می‌توان گفت خودشفقت‌ورزی که شامل مهربانی با خود در مواجهه با شکست‌ها، درک اشتراکات انسانی و توجه آگاهانه است (Neff, 2016)، فضای ذهنی لازم برای مقابلهٔ سازنده با چالش‌های شغلی را فراهم می‌آورد. هنگامی که یک معلم با خودش مهربان است، انرژی هیجانی که پیش از این صرف سرزنش خود و نشخوار فکری می‌شد، اکنون می‌تواند صرف یافتن معنا و هدف در کار شود. این حالت، بنیان روان‌شناختی لازم برای دگرگون‌سازی را ایجاد می‌کند. با آزادشدن منابع هیجانی، معلم توانایی ذهنی و عاطفی پیدا می‌کند تا دیدگاه خود را از کار روزمره (برای مثال، تدریس تک‌تک دروس) به یک مأموریت بزرگ‌تر (برای مثال، شکل‌دهی به آیندهٔ دانش‌آموزان) ارتقا دهد. این فرایند بازتعریف فعالانهٔ شغل، یعنی دگرگون‌سازی، به معلمان کمک می‌کند تا چالش‌های شغلی را نه به عنوان تهدید، بلکه به عنوان فرصتی برای رشد و یادگیری بازتعریف و دگرگون‌سازی شغلی کنند (Petrou et al., 2018). این دگرگون‌سازی مثبت، به نوبهٔ خود، احساس کارآمدی و رضایت را افزایش و در نتیجه، بهزیستی روان‌شناختی آنان را ارتقا می‌دهد. به عبارت دیگر، خودشفقت‌ورزی مستقیماً به فرد اجازه می‌دهد تا بر جنبه‌های معنادار و تأثیرگذار کارش تمرکز کند، نه بر موانع و شکست‌های موقت. در نتیجهٔ این دگرگون‌سازی، معلم حتی در میان چالش‌ها، احساس رضایت عمیق، هدفمندی و شکوفایی می‌کند که از ارکان اصلی بهزیستی روان‌شناختی است (Seligman, 2011). بنابراین، خودشفقت‌ورزی از طریق توانمندسازی فرد برای معنابخشی به کارش، به بهزیستی منجر می‌شود. هنگامی که معلمان با خودشان مهربان هستند، بهتر می‌توانند نیاز خود برای بازطراحی فعالانهٔ شغل را تشخیص دهند. این آگاهی اولین گام حیاتی برای آغاز فرایند دگرگون‌سازی شغلی است. در عمل، این آگاهی به اقدامات عینی منجر می‌شود: فرد ممکن است با کاهش وظایف مزاحم و کم‌اهمیت، بر فعالیت‌های معنادارتر تمرکز کند، یا با گسترش داوطلبانهٔ مرزهای شغلی، فرصت‌هایی برای استفاده از نقاط قوت شخصی خود ایجاد کند. این بازطراحی جامع (وظایف و روابط)، در

نهایت به ایجاد یک نگاه مثبت‌تر و امیدوارانه‌تر بـه شـغل می‌انجامد. این نگرش مثبت و احساس کنترل بـر محـیط کار یک مکانیسم روان‌شناختی قدرتمند است که به طـور هم‌زمان سطح بهزیستی روان‌شناختی را افزایش مـی‌دهـد (Seligman, 2011Bakker & Demerouti, 2017 ;). بـه عبارت دیگر، خودشفقت‌ورزی با توانمندسازی فرد برای تشخیص نیاز به تغییر و سپس تسهیل اقدام عملـی بـرای دگرگون‌سازی شغل، مسیری غیرمستقیم اما مؤثر را بـرای ارتقای بهزیستی فراهم می‌کند. به لحاظ نظری، نتایج ایـن پژوهش هم‌سـو بـا فراینـدهای دخیـل در نظریـهٔ منـابع-تقاضاست (Bakker & Demerouti, 2017) که بر اساس آن، وقتی تقاضاهای شغلی معلمان را در معرض اسـترس و فشار روانی قرار می‌دهد، افراد از منابع شخصـی ماننـد شفقت به خود و منابع شغلی مانند شفقت در محیط کـار استفاده می‌کنند تا دگرگون‌سازی را تسـهیل کننـد و ایـن دگرگون‌سازی به نوبهٔ خود بهزیسـتی را ارتقـا مـی‌دهـد. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد منابع شخصی و منابع اجتمـاعی الزامـاً بـه صـورت مسـتقیم بـه بهزیسـتی روان‌شناختی منجر نمی‌شوند، بلکه اثربخشی آنها تا حدی زیاد به توانایی افراد برای تبدیل ایـن منـابع بـه تغییـرات فعالانه در شیوهٔ انجـام کـار وابسـته اسـت. ایـن یافتـه از دیـدگاه نظـری اهمیـت دارد؛ زیـرا بیـان مـی‌کنـد دگرگون‌سازی شـغلی صـرفاً یـک پیامـد منـابع فـردی و سازمانی نیست، بلکه مکانیسمی اسـت کـه از طریـق آن، منـابع روان‌شـناختی بـه پیامـدهای مثبـت شـغلی تبـدیل می‌شوند. به بیـان دیگـر، خودشـفقت‌ورزی و شـفقت در محیط کار زمانی بیشترین ارزش را پیدا می‌کنند که زمینـه را برای افزایش عاملیت معلمـان در بـازطراحی وظـایف، روابط و ادراک آنان از شغل فـراهم آورنـد. از ایـن نظـر، نتایج پژوهش حاضر به گسترش ادبیات دگرگـون‌سـازی شغلی کمک می‌کند؛ زیرا نشـان مـی‌دهـد کیفیـت منـابع روان‌شناختی به‌تنهایی برای ارتقای بهزیستی کافی نیسـت و نحوهٔ بهره‌گیری فعالانه از این منابع در محیط کار حلقهٔ واسطی است که باید در مـدل‌هـای آینـده بـیش از پـیش مورد توجه قرار گیرد. گفتنی است، در مدل اندازه‌گیـری، ابعاد زندگی هدفمند، خودمختاری، اشـتراکات انسـانی و ذهن‌آگاهی به دلیل بار عاملی کمتر از ۰/٤ حذف شده‌اند. کـاهش بـار عـاملی را مـی‌تـوان بـا احتیـاط، در پرتـو ویژگی‌های ساختاری و فرهنگی بافت آمـوزش‌وپـرورش ایران تبیین کرد. از یک سو، در ساختار اداری و آموزشـی نسـبتاً متمرکـز آمـوزش‌وپـرورش ایـران، محـدودیت در اختیارات حرفه‌ای و ضرورت تبعیت از دستورالعمل‌هـا و رویه‌های سازمانی ممکن است تجربه و ادراک معلمـان از مؤلفه‌هایی همچون «خودمختاری» و «زندگی هدفمنـد» را تحت تأثیر قرار دهد. از سوی دیگـر، در بافـت فرهنگـی ایران که در آن، پیوندهای خانوادگی، تعهدات اجتماعی و انتظارات مرتبط با نقـش حرفـه‌ای معلـم اهمیـت زیـادی دارند، ممکن است سازه‌هایی انتزاعی‌تر مانند «اشـتراکات انسانی» و «ذهن‌آگاهی» در تجربهٔ زیستهٔ معلمان بـا ابعـاد عاطفی و رفتاری ملموس‌تر درهم‌تنیده شوند و در نتیجه، تمایز عاملی آنها با سایر ابعاد کاهش یابد.

با این حال، این تبیـین بایـد بـه عنـوان یـک احتمـال تفسیری در نظر گرفته شود و نمی‌توان صـرفاً بـر اسـاس نتایج مدل اندازه‌گیری، افت بار عاملی را به ویژگـی‌هـای ساختاری یا فرهنگی نسبت داد. حذف این ابعاد بر اساس ملاک‌های روش‌شناختی و با هدف بهبود روایـی سـازه و برازش مدل انجام شد؛ با وجود ایـن، ایـن اقـدام ممکـن است پوشش کامل سازهٔ نظـری اولیـه را محـدود کنـد و دامنهٔ تعمیم آن را کاهش دهد؛ از این رو، پیشنهاد می‌شود پژوهشـگران در مطالعـات آتـی، ضـمن بـازنگری در

گویه‌های مربوط به این ابعاد، به بررسی روایی محتوایی و سازه‌ای آنها و نیز بومی‌سازی مجدد ابزار در بافت‌های شغلی و سازمانی مختلف توجه کنند تا مشخص شود آیا الگوی مشاهده‌شده ناشی از ویژگی‌های ابزار، بافت شغلی، یا تفاوت‌های فرهنگی است و تعمیم‌پذیری یافته‌ها با دقت بیشتری ارزیابی شود.

نتایج این پژوهش با کمک به ارتقای سلامت روان معلمان می‌تواند دلالت‌های کاربردی مهمی برای دست‌اندرکاران حوزهٔ آموزش‌وپرورش داشته باشد؛ با این حال، این پژوهش به صورت مقطعی انجام شده است و اطمینان بیشتر نسبت به قدرت پیش‌بینی شوندگی بهزیستی روان‌شناختی از طریق متغیرهای مورد بررسی نیازمند پژوهش طولی است.

همچنین، این مطالعه بر روی معلمان شهر اصفهان انجام شد و با توجه به اثرپذیری دگرگون‌سازی و شفقت از فرهنگ، ضروری است در تعمیم نتایج این پژوهش به معلمان سایر استان‌ها و حتی معلمان شاغل در روستاها احتیاط شود و از طریق بررسی تجربیات زیستهٔ معلمان، موضوع‌های زمینه‌ای مرتبط با شفقت و دگرگون‌سازی بررسی شوند. همچنین، در این پژوهش، سازهٔ بهزیستی روان‌شناختی بررسی شد، در حالی که توجه به سایر اشکال بهزیستی مانند بهزیستی ذهنی، بهزیستی دیجیتال و بهزیستی عاطفی بر اساس متغیرهای مورد پژوهش می تواند موضوعی جالب برای مطالعات بعدی باشد. در پایان، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی، با بهره‌گیری از مدل‌های تعدیل‌گر–میانجی، نقش جنسیت در تعدیل روابط میانجی میان سازه‌های مرتبط با منابع شخصی و پیامدهای روان‌شناختی بررسی شود.

سپاسگزاری

از تمامی معلمانی که ما را در تکمیل پرسشنامه‌های این پژوهش یاری دادند، کمال تشکر و قدردانی را داریم.

این پژوهش هیچگونه تضاد منافعی برای نویسندگان ندارد و طی آن هیچگونه کمک مالی از سازمان‌های دولتی، عمومی، تجاری و یا غیر انتقاعی دریافت نشده است.

منابع

خانجانی، م.، شهیدی، ش.، و فتح آبادی، ج.، مظاهری، م.، و شکری، الف. (۱۳۹۳). ساختار عاملی و ویژگی‌های روان‌سنجی فرم کوتاه (۱۸سؤالی) مقیاس بهزیستی روان شناختی ریف در دانشجویان دختر و پسر. *اندیشه و رفتار در روان‌شناسی بالینی*، ۸(٤)، ۳٦-۲۷.
https://sanad.iau.ir/Journal/jtbcp/Article/1118221

خسروی، ص.، صادقی، م.، و یابنده، م. (۱۳۹۲). کفایت روان‌سنجی مقیاس شفقت خود. *روش‌ها و مدل‌های روان‌شناختی*، ۳(۱۳)، ۵۹-٤۷.
https://sid.ir/paper/227562/en

نظری، ش.، حلاجی، م.، و عیدی پور، ک. (۱۳۹۷). اعتباریابی پرسشنامهٔ بازطراحی شغلی معلمان تربیت بدنی شهر تهران. *فصلنامهٔ علمی–پژوهشی تعلیم و تربیت*، ۳٤(۲)، ۱۳۳-۱۵۰.
http://qjoe.ir/article-1-1061-fa.html

References

Ahmed, N., & Malik, B. (2019). Impact of psychological empowerment on job performance of teachers: Mediating role of psychological well-being. *Review of Economics and Development Studies (READS)*, *5*(3), 451-460. https://doi.org/10.26710/reads.v5i3.693

Alimohamadi, A., Ghasemzadeh, M., Baberi, F., Rostami, H., Sirois, F., Matin, H., ... & Nikfar, E. (2025). Evaluating the effectiveness of compassion□focused therapy on psychological outcomes in medical students: A pilot randomized controlled trial. *British Journal of Health Psychology*, *30*(4), e70029. https://doi.org/10.1111/bjhp.70029

Alonso, C., Fernández-Salinero, S., & Topa, G. (2019). The impact of both individual and

psychological well-being among perinatal women. *Archives of Women's Mental Health*, *19*(4), 687-690. https://doi.org/10.1007/s00737-016-0628-2

Gilbert, P., Basran, J., MacArthur, M., & Kirby, J. N. (2019). Differences in the semantics of prosocial words: An exploration of compassion and kindness. *Mindfulness, 10*, 2259–2271. https://doi.org/10.1007/s12671-019-01191-x

Hair, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2017). *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)* (2nd ed.). Sage Publications.

Homan, K. J. (2016). Self-compassion and psychological well-being in older adults. *Journal of Adult Development*, *23*(2), 111-119. https://doi.org/10.1007/s10804-016-9227-8

Kanov, J. M., Maitlis, S., Worline, M. C., Dutton, J. E., Frost, P. J., & Lilius, J. M. (2004). Compassion in organizational life. *American Behavioral Scientist, 47*(6), 808–827. https://doi.org/10.1177/0002764203260211

Khalaj, F., Dolatshahi, B., & Bagheri, F. (2020). Effects of compassion-focused therapy on psychological well-being, life expectancy, and psychological flexibility in individuals with human immunodeficiency virus. *Practice in Clinical Psychology*, *8*(4), 317-24. https://doi.org/10.32598/jpcp.8.4.726.1

Khanjani, M., Shahidi, Sh., Fathabadi, J., Mazaheri, M., & Shokri, O. (2014). Factor structure and psychometric properties of the 18-Item Short Form of Ryff's Psychological Well-Being Scale in male and female university students. *Thought & Behavior in Clinical Psychology*, *8*(4), 27-36. https://sanad.iau.ir/Journal/jtbcp/Article/1118221 [In Persian]

Khosravi, S., Sadeghi, M., & Yabandeh, M. R. (2013). Psychometric properties of the Self-Compassion Scale (SCS). *Journal of Psychological Models and Methods*, *3*(13), 47-59. https://sid.ir/paper/227562/en [In Persian]

Kline, R. B. (2015). The mediation myth. *Basic and Applied Social Psychology*, *37*(4), 202–213. https://doi.org/10.1080/01973533.2015.1049349

Ko, S. H. (2019). The effect of compassion on job crafting: Mediating effect of positive psychological capital and moderating effect of deep acting. *Journal of Digital Convergence*, *17*(4), 57-64. https://doi.org/10.14400/JDC.2019.17.4.057

collaborative job crafting on Spanish teachers' well-being. *Education Sciences*, *9*(2), 74. https://doi.org/10.3390/educsci9020074

Araújo, M., Marujo, H. M. Á., Pereira Lopes, M., & Pereira, P. (2022). The influence of organizational compassion on Job Crafting: A motivational resource facilitator?. *Análise Psicológica*, *40*(1), 49-63. https://doi.org/10.14417/ap.1788

Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2017). Job demands–resources theory: Taking stock and looking forward. *Journal of Occupational Health Psychology*, *22*(3), 273–285. https://doi.org/10.1037/ocp0000056

Bardach, L., Klassen, R. M., & Perry, N. E. (2022). Teachers' psychological characteristics: Do they matter for teacher effectiveness, teachers' well-being, retention, and interpersonal relations? An integrative review. *Educational Psychology Review, 34*, 259–300. https://doi.org/10.1007/s10648-021-09614-9

Carr, B. (1999). Pity and compassion as social virtues. *Philosophy, 74*, 411–429. https://doi.org/10.1017/S0031819199000479

Demerouti, E., Bakker, A. B., Nachreiner, F., & Schaufeli, W. B. (2001). The job demands–resources model of burnout. *Journal of Applied Psychology, 86*(3), 499–512. https://doi.org/10.1037/0021-9010.86.3.499

Choi, Y., & Ko, S. H. (2024). Compassion catalysts: Unveiling proactive pathways to job performance. *Behavioral Sciences*, *14*(1), 57. https://doi.org/10.3390/bs14010057

Dutton, J. E., Workman, K. M., & Hardin, A. E. (2014). Compassion at work. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, *1*(1), 277–304. https://doi.org/10.1146/annurev-orgpsych-031413-091221

Dutton, J. E., Worline, M. C., Frost, P. J., and Lilius, J. M. (2006). Explaining compassion organizing. *Adm. Sci. Q.* 51, 59–96. https://doi.org/10.2189/asqu.51.1.59

Espinoza-Díaz, I. M., Tous-Pallarés, J., Lucas-Mangas, S., Valdivieso-León, L., & Vigil-Colet, A. (2023). Psychological well-being of teachers: influence of burnout, personality, and psychosocial climate. *Administrative Science Quarterly, 51*(1), 59–96. https://doi.org/10.2189/asqu.51.1.59

Felder, J. N., Lemon, E., Shea, K., Kripke, K., & Dimidjian, S. (2016). Role of self-compassion in

employee job crafting behaviors for successful organizational change. *Journal of Management*, *44*(5), 1766-1792. https://doi.org/10.1177/0149206315624961

Rahmani Shams, H., Nejat, H., Toozandehjan, H., Zendeh-del, A., & Bagherzadeh Golmakanih, Z. (2022). Effectiveness of compassion-focused therapy on metacognitive beliefs, forgiveness, and psychological well-being of women applying for divorce. *Avicenna Journal of Neuro Psycho Physiology*, *9*(1), 17-22. http://dx.doi.org/10.32592/ajnpp.2022.9.1.103

Ryff, C. D. (2022). Positive Psychology: Looking back and looking forward. *Frontiers in Psychology, 13*, Article 840062. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.840062

Ryff, C. D., Boylan, J. M., & Kirsch, J. A. (2020). Disagreement about recommendations for measurement of well-being. *Preventive Medicine, 139*, Article 106049. https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2020.106049

Ryff, C. D., & Keyes, C. L. M. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology, 69*(4), 719–727. https://doi.org/10.1037/0022-3514.69.4.719

Rynes, S. L., Bartunek, J. M., Dutton, J. E., and Margolis, J. D. (2012). Care and compassion through an organizational lens: opening up new possibilities. *Academy of Management Review, 37*(4), 503–523. https://doi.org/10.5465/amr.2012.0124

Seligman, M. E. (2011). *Flourish: A visionary new understanding of happiness and well-being*. Simon and Schuster.

Slemp, G. R., Kern, M. L., & Vella-Brodrick, D. A. (2015). Workplace well-being: The role of job crafting and autonomy support. *Psychology of Well-Being*, *5*(1), 7. https://doi.org/10.1186/s13612-015-0034-y

Slemp, G. R., & Vella-Brodrick, D. A. (2014). Optimizing employee mental health: The relationship between intrinsic need satisfaction, job crafting, and employee well-being. *Journal of Happiness Studies*, *15*(4), 957-977. https://doi.org/10.1007/s10902-013-9458-3

Slemp, G. R., & Vella-Brodrick, D. A. (2013). The Job Crafting Questionnaire: A new scale to measure the extent to which employees engage in job crafting. *International Journal of Wellbeing, 3*(2), 126–146.

Kurt, N., & Demirbolat, A. (2018). Investigation of the relationship between psychological capital perception, psychological well-being and job satisfaction of teachers. *Journal of Education and Learning, 8*, 87. https://doi.org/10.5539/jel.v8n1p87

Lilius, J. M., Worline, M. C., Maitlis, S., Kanov, J., Dutton, J. E., & Frost, P. (2008). The contours and consequences of compassion at work. *Journal of Industrial, Occupational and Organizational Psychology and Behavior*, *29*(2), 193-218. https://doi.org/10.1002/job.508

López, A., Sanderman, R., Ranchor, A. V., & Schroevers, M. J. (2018). Compassion for others and self-compassion: Levels, correlates, and relationship with psychological well-being. *Mindfulness*, *9*(1), 325-331. https://doi.org/10.1007/s12671-017-0777-z

Mandliya, A., & Pandey, J. (2023). The development and validation of multidimensional workplace compassion scale: Linking its conceptualization and measurement. *Frontiers in Psychology*, *14*, 1142309. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1142309

Mendes, A. L., Canavarro, M. C., & Ferreira, C. (2023). The roles of self-compassion and psychological flexibility in the psychological well-being of adolescent girls. *Current Psychology*, *42*, 12604-12613. https://doi.org/10.1007/s12144-021-02438-4

Nazari, Sh., Halaaji, M., & Eidipoor, K. (2018). Validation of a questionnaire on job crafting of physical education teachers of Tehran. *Quarterly Journal of Education*, *34*(2), 133-150. http://qjoe.ir/article-1-1061-fa.html [In Persian]

Neff, K. D. (2003). The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity, 2*(3), 223–250. https://doi.org/10.1080/15298860309027

Neff, K. D. (2016). The self-compassion scale is a valid and theoretically coherent measure of self-compassion. *Mindfulness*, *7*(1), 264-274. https://doi.org/10.1007/s12671-015-0479-3

Peral, S., & Geldenhuys, M. (2016). The effects of job crafting on subjective well-being amongst South African high school teachers. *SA Journal of Industrial Psychology*, *42*(1), 1-13. https://doi.org/10.4102/sajip.v42i1.1378

Petrou, P., Demerouti, E., & Schaufeli, W. B. (2018). Crafting the change: The role of

Teachers' Well□Being: A Systematic Review and Meta□Analysis. *International Journal of Psychology*, *60*(5), e70098. https://doi.org/10.1002/ijop.70098

Yepes-Baldó, M., Romeo, M., Westerberg, K., & Nordin, M. (2018). Job crafting, employee well-being, and quality of care. *Western Journal of Nursing Research*, *40*(1), 52-66. https://doi.org/10.1177/0193945916680614

Yudiani, E., Istiningtyas, L., Meyrinda, J., & Khosiyah, S. (2025). Lecturers' psychological well-being: Impact of leadership style on work climate, self-compassion, and gratitude. *Social Sciences & Humanities Open*, *12*, 101677. https://doi.org/10.1016/j.ssaho.2025.101677

Zhang, S., Roscoe, C., & Pringle, A. (2023). Self-compassion and physical activity: The underpinning role of psycho logical distress and barrier self-efficacy. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 20(2), 1480. https://doi.org/10.3390/ijerph20021480

Zheng, X., Huang, H., & Yu, Q. (2024). The associations among gratitude, job crafting, teacher-student relationships, and teacher psychological well-being. *Frontiers in Psychology*, *15*, 1329782. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1329782

https://doi.org/10.5502/ijw.v3i2.1

Sun, X., Chan, D. W., & Chan, L. K. (2016). Self-compassion and psychological well-being among adolescents in Hong Kong: Exploring gender differences. *Personality and Individual Differences*, *101*, 288-292. https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.06.011

Tarrasch, R., Berger, R., & Grossman, D. (2020). Mindfulness and compassion as key factors in improving teacher's well-being. *Mindfulness*, *11*(4), 1049-1061. https://doi.org/10.1007/s12671-020-01304-x

Tims, M., & Bakker, A. B. (2010). Job crafting: Towards a new model of individual job redesign. *SA Journal of Industrial Psychology*, *36*(2), 1-9. https://doi.org/10.4102/sajip.v36i2.841

Tims, M., Bakker, A. B., & Derks, D. (2013). The impact of job crafting on job demands, job resources, and well-being. *Journal of Occupational Health Psychology*, *18*(2), 230. https://doi.org/10.1037/a0032141

Wrzesniewski, A., & Dutton, J. E. (2001). Crafting a job: Revisioning employees as active crafters of their work. *Academy of Management Review*, *26*(2), 179-201. https://doi.org/10.5465/amr.2001.4378011

Wong, M. Y. C., Fung, H. W., Yuan, G. F., & Tao, S. (2025). The Role of Self□Compassion in