Volume 26, Issue 1 (January- February 2027)

PAYESH

Journal of the Iranian Institute for Health Sciences Research

Analysis of occupational burnout among healthcare personnel and its relationship with demographic variables

Marzieh Salimi[1], Mohtasham Ghaffari[2], Sakineh Rakhshanderou[2*], Pegah Golafshan[3]

1. School of Public Health and Safety, Shahid Beheshti University of Medical Sciences, Tehran, Iran
2. Department of Public Health, School of Public Health and Safety, Shahid Beheshti University of Medical Sciences, Tehran, Iran
3.Student Research Committee, School of Public Health and Safety, Shahid Beheshti University of Medical Sciences, Tehran, Iran

Received: 17 July 2025
Accepted for publication: 3 March 2026
[EPub a head of print- 22 November 2026]
Payesh: In Press

Abstract

Objective(s): Job burnout is a key indicator in assessing the health and performance of healthcare personnel. The imbalance between job demands and available resources precipitates both physical and psychological disorders. In the present study, the status of job burnout and its association with demographic variables among healthcare staff at Shahid Beheshti University of Medical Sciences was evaluated.

Methods: This descriptive-analytical study was conducted on 743 healthcare personnel by using a random cluster sampling method. Data were collected using a demographic Information and a Maslach Burnout Inventory questionnaire. The data were analyzed using SPSS16, employing descriptive statistics and inferential tests (including T-Test and ANOVA). EQS6.4 was used to examine the burnout measurement model.

Results: The mean job burnout among employees was 75/36 (SD =13/81), which indicates a relatively high level of burnout among the participants, and the minimum and maximum of these values were 44/00 and 114/00. In job burnout, people with a history of COVID-19 (76/26±13/67) had a significantly higher mean overall burnout score than non-infected people (71/45±13/79) (T=3/748, P<0/001). Also, significant differences in overall burnout scores were identified across age groups (F=4/42, P=0/004). Economic status was also identified as an influential variable, because people with poor economic status showed the highest mean overall job burnout score (78/22±14/38). No significant relationship was observed with employee burnout in other demographic variables.

Conclusion: This study, by outlining a comprehensive framework of the relationships among individual and organizational factors, and psychological adjustment, paves the way for the development of intervention strategies aimed at promoting mental health and reducing job burnout. The findings can be considered as a scientific basis for designing supportive programs and enhancing individual performance; accordingly, it is recommended that future research examine the synergy of these factors in various organizational settings.

Keywords: Occupational Burnout, Healthcare Personnel, Maslach Burnout Inventory

[*] Corresponding Author: School of Public Health and Safety, Shahid Beheshti University of Medical Sciences, Tehran, Iran
E-mail: s_rakhshanderou@sbmu.ac.ir

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-22]

سال بیست و ششم، شماره اول، بهمن ـ اسفند ۱۴۰۵

پایش

نشریه پژوهشکده علوم بهداشتی جهاددانشگاهی

تحلیل فرسودگی شغلی در کارکنان بهداشتی و ارتباط آن با متغیر های جمعیت شناختی

مرضیه سلیمی[۱] ، محتشم غفاری [۲]، سکینه رخشنده رو [۲*]، پگاه گل افشان [۳]

۱. دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی، تهران، ایران
۲. گروه بهداشت عمومی، دانشکده بهداشت و ایمنی، دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی، تهران، ایران
۳. کمیته پژوهشی دانشجویان، دانشکده بهداشت و ایمنی، دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۴/۲۶
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۲/۱
[نشر الکترونیک پیش از انتشار- ۱ آذر ۱۴۰۵]
نشریه پایش: پیش انتشار

چکیده

مقدمه: فرسودگی شغلی شاخص کلیدی در ارزیابی سلامت و عملکرد کارکنان بهداشتی است. عدم تعادل تقاضا-منابع موجب بروز اختلالات جسمی و روانی می‌شود. در مطالعه حاضر، وضعیت فرسودگی شغلی و ارتباط آن با متغیرهای جمعیت شناختی در میان کارکنان بهداشتی دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی مورد ارزیابی قرار گرفته است.

مواد و روش کار: این مطالعه توصیفی- تحلیلی بر روی ۷۴۳ نفر از کارکنان بهداشتی با استفاده از نمونه‌گیری خوشه‌ای تصادفی انجام شد. داده‌ها با استفاده از پرسشنامه اطلاعات جمعیت شناختی و پرسشنامه فرسودگی شغلی ماسلاچ جمع‌آوری و با SPSS نسخه ۱۶ با آمار توصیفی و آزمون‌های استنباطی تی مستقل و آنالیز واریانس یک طرفه مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. برای بررسی مدل اندازه گیری فرسودگی شغلی از EQS6.4 استفاده شد.

یافته‌ها: میانگین فرسودگی شغلی کارکنان ۷۵/۳۶ با انحراف معیار ۱۳/۸۱بود که سطح نسبتاً بالایی از فرسودگی را در بین مشارکت‌کنندگان نشان می‌دهد و کمینه و بیشینه این مقادیر، ۴۴/۰۰ و ۱۱۴/۰۰ بودند. در فرسودگی کلی، افراد با سابقه ابتلا به کرونا (۷۶/۲۶±۱۳/۶۷) به طور معنادار میانگین بالاتری نسبت به افراد غیرمبتلا (۷۱/۴۵±۱۳/۷۹) داشتند (P<۰/۰۰۱،T=۳/۷۴۸). همچنین تفاوت‌های معنادار بین گروه‌های سنی در فرسودگی کلی، شناسایی شد (P=۰/۰۰۴،F=۴/۴۲). وضعیت اقتصادی هم به عنوان یک متغیر تأثیرگذار شناخته شد چرا که افراد با وضعیت اقتصادی ضعیف بیشترین میانگین و فرسودگی کلی (۷۸/۲۲ ±۱۴/۳۸) را نشان دادند. در سایر متغیرهای جمعیت شناختی ارتباط معنی دار با فرسودگی شغلی کارکنان مشاهده نشد.

نتیجه‌گیری: این مطالعه با ترسیم چارچوب جامع روابط بین عوامل فردی و سازمانی زمینه‌ساز تدوین راهبردهای مداخله‌ای جهت کاهش فرسودگی شغلی می‌شود. یافته‌ها می‌تواند پایه‌ای علمی برای طراحی برنامه‌های حمایتی و بهبود عملکرد فردی محسوب شود؛ از این رو، بررسی هم‌افزایی این عوامل در بسترهای سازمانی مختلف در تحقیقات آتی توصیه می‌گردد.

کلیدواژه‌ها: فرسودگی شغلی، کارکنان بهداشتی، فرسودگی شغلی ماسلاچ

کد اخلاق: IR.SBMU.PHNS.REC.1401.032

* نویسنده پاسخگو: تهران، دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی، دانشکده بهداشت و ایمنی، گروه بهداشت عمومی
Email: s_rakhshanderou@sbmu.ac.ir

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-22]

مقدمه

بخش عمده زندگی بیشتر افراد جامعه صرف اشتغال می گردد و می توان بیان نمود، این اشخاص بیش از نیمی از زمان بیداری خود را در محیط کاری به سر می برند و در صورتی که در مقابل عوامل استرس زا قادر به مقابله و کنترل شرایط نباشند، ممکن است منجر به نتایج متعدد جسمی-روانی و رفتاری در آنان شود. از این رو، یکی از مهم ترین عوامل طولانی شدن فشار های روانی، فرسودگی شغلی می باشد[۱،۲]. مفهوم فرسودگی شغلی به عنوان پاسخی به عدم تعادل میان تقاضاهای شغلی و منابع شخصی توصیف می شود[۳]. و به طور کلی به دو دسته تقسیم می شوند: عوامل موقعیتی یا سازمانی و عوامل فردی. عوامل موقعیتی همان تقاضاهای شغلی و کمبود منابع شغلی است و از عوامل فردی نیز می توان به منبع کنترل بیرونی، عزت نفس ضعیف، و سبک های مقابله ای ناسازگار اشاره کرد[۲،۴].

ماسلاچ (Maslach) به عنوان یکی از صاحب نظران در این زمینه، فرسودگی شغلی را به عنوان نشانگانی تعریف می نماید که در نتیجه فشار روانی طولانی مدت و به صورت مزمن در فرد نمود می یابد و در سه بعد خستگی یا تحلیل عاطفی، از خود بیگانگی یا مسخ شخصیت و فقدان موفقیت فردی یا پیشرفت شخص، قابل بررسی است[۱]. مطابق برآورد جهانی یک مطالعه سیستماتیک و متاآنالیزی که در سال ۲۰۲۴ انجام شده، مشخص شده است که بیش از یک سوم کارکنان بهداشت عمومی از فرسودگی شغلی رنج می برند که بر سلامت روانی و جسمی آنان تأثیر منفی می گذارد. فرسودگی شغلی در میان نیروی کار بهداشت عمومی نیازمند توجه به بهبود رفاه این گروه است[۵]؛ تحقیقات جهانی دیگر نشان داد افزایش یک واحدی در امتیاز فرسودگی شغلی با افزایش۱/۴ واحدی در خطر پذیرش در بیمارستان برای مشکلات سلامت روان و همچنین افزایش یک واحدی در خطر پذیرش در بیمارستان برای مشکلات قلبی عروقی مرتبط است. مطالعات دیگر بررسی دقیق‌تری از ارتباط بین فرسودگی شغلی و بیماری‌های قلبی عروقی ارائه کرده‌اند و به نقش پروتئین واکنش‌گر C (C-Reactive Protein) با حساسیت بالا و غلظت فیبرینوژن در پیوند اشاره کرده‌اند که با افزایش میزان فرسودگی شغلی در فرد، ارتباط معناداری داشته است [۶]. علی رغم تصور رایج در برخی جوامع، محیط شغلی مراقبت های بهداشتی یک محیط کاری پر استرس و پرمشقت است و کارکنان مراکز ارائه دهنده سلامت با گسترش مستمر نقش ها و مسئولیت های شغلی خود، مانند افزایش وظایف بوروکراتیک و کامپیوتری شدن سیستم مراقبت های بهداشتی مواجه هستند[۷].

از آنجایی که کارکنان محور اصلی هر سازمان هستند؛ بهره وری فعالیت ها جهت دستیابی به اهداف هر سازمانی، لزوم داشتن کارمندانی سالم از لحاظ جسمی و روانی را الزامی می کند. هرچند که در حال حاضر، در جوامع امروز، فرسودگی شغلی یک چالش مهم و یک مسئله چند عاملی است[۸]. به طوری که عوارض فرسودگی شغلی همچون علل ایجاد آن، از سطوح فردی تا سازمانی باعث ایجاد چالش ها و مشکلات فراوانی خواهد شد؛ خصوصاً در مشاغل بهداشتی و درمانی که با حجم کاری سنگین و طاقت فرسایی همراه است[۹]؛ طبق مطالعاتی که اخیراً در ایران صورت گرفته، میانگین نمرات فرسودگی شغلی در سطح کشوری، [۳۸٪(۰/۳۰–۰/۴۶) ٪95 Conf interval=:] تعیین شده است که میزان آن در ابعاد خستگی عاطفی[۳۶٪(۴۲-۲۹:CI٪95)]، مسخ شخصیت[۲۳٪(۲۹-۱۸ :CI ٪95)]، موفقیت شخصی[۴۶٪(۵۳-۳۹ :CI٪95)] محاسبه گردیده است[۱۰].

از طرفی مطالعات نشان داده اند که تشخیص و پیشگیری از فرسودگی شغلی، می تواند در ارتقاء بهداشت روان افراد و بهبود سطح کیفیت خدمات ارائه شده نقش داشته باشد؛ لذا، سیستم های حمایت اجتماعی، مدیریتی و شغلی می توانند با تعدیل تنش های شغلی و اضطراب موجب کاهش فرسودگی شغلی شوند و وضعیت سلامت روان کارکنان را بهبود بخشند[۷،۱۱،۱۲].

از این رو با توجه به لزوم طراحی و اجرای برنامه های مداخلاتی در این زمینه، شناسایی عوامل و متغیر هایی که با اثر گذاری بیشتر موجب فرسودگی شغلی می شوند، جزو اولویت بندی این مطالعه قرار گرفت[۱۳]. اگرچه مطالعات فراوانی به بررسی شیوع و ابعاد فرسودگی شغلی در کارکنان بخش سلامت پرداخته‌اند، اما ابهام اساسی و ناهماهنگی در یافته ها پیرامون نقش و الگوی تأثیرگذاری متغیرهای جمعیت‌شناختی (از جمله سن، جنسیت، و سابقه کار) بر شدت و تظاهرات فرسودگی شغلی، همچنان به قوت خود باقی است. این عدم قطعیت در تعیین عوامل زمینه‌ساز، اجرای مؤثر برنامه‌های مداخلاتی را دشوار می‌سازد. از این رو، شناسایی دقیق و اولویت‌بندی متغیرهایی که بیشترین تأثیر را در ایجاد یا تشدید فرسودگی شغلی دارند، برای تدوین استراتژی‌های پیشگیرانه مبتنی بر شواهد، امری حیاتی است. در این راستا ضروری است تا به بررسی وضعیت فرسودگی شغلی و ارتباط آن با متغیر های جمعیت شناختی در کارکنان بهداشتی دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی جهت ارتقای درک نظری و تقویت مبانی شواهد در حوزه سلامت شغلی پرداخته شود.

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-22]

مواد و روش کار

جامعه پژوهش: پژوهش حاضریک مطالعه توصیفی تحلیلی از نوع مقطعی است که بر روی کارکنان بهداشتی تحت پوشش دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی متشکل از۷۶۸ نمونه در سه گروه کارکنان ستادی، اداری و مالی، کارکنان مراکز خدمات جامع سلامت و پایگاههای سلامت از سه مرکز بهداشت شمال تهران با ۷۲ مرکز خدمات جامع سلامت و پایگاه‌های سلامت، مرکز بهداشت شرق با ۷۳ مرکز خدمات جامع سلامت و پایگاه‌های سلامت و شبکه بهداشت شمیرانات با ۲۳ مرکز خدمات جامع سلامت و پایگاه‌های سلامت انجام شد.

روش نمونه گیری و حجم نمونه: روش نمونه گیری به صورت تصادفی خوشه ای بود. از بین همه مراکز ۲۵ مرکز به صورت تصادفی انتخاب شد و از هر مرکز ۳۰ نفر افراد واجد شرایط وارد مطالعه شدند. برای برآورد حجم نمونه از فرمول کوکران استفاده شد. در محاسبات، طبق فرمول کوکران مقدار z درسطح خطای ۵ درصد برابر ۱/۹۶ است و با در نظر گرفتن P=۰/۵۰ و مقدار خطای d=۰/۰۵ ، حجم نمونه ۳۸۴ محاسبه شد و با شاخص اثر طرح برابر با ۲، تقریباً ۷۶۸ نمونه وارد مطالعه شدند.

برای تعدیل واریانس ناشی از خوشه‌ای بودن، اثر طرح با رابطه$DEFF=1+(m-1\times ICC)$ لحاظ شد؛ با توجه به میانگین اندازه خوشه m=۳۰، انتخاب محافظه‌کارانه DEFF=۲ معادل فرض $ICC \approx (30-1)/(2-1) \approx$۰/۰۳۴است. این مقدار ICC در چنین مطالعاتی کوچک تا متوسط تلقی می‌شود و اتخاذ DEFF=۲ برای جلوگیری از کم برآوردی واریانس و حفظ توان آماری، منطقی و متداول است. معیار ورود به مطالعه شامل تمایل به شرکت در پژوهش و داشتن حداقل یک سال سابقه خدمت بود. تکمیل ناقص پرسشنامه معیار خروج از مطالعه در نظر گرفته شد. از کلیه شرکت کنندگان برای شرکت در پژوهش، رضایت‌نامه آگاهانه، به صورت شفاهی اخذ شد. همچنین به شرکت کنندگان اطمینان داده شد که اطلاعاتشان به‌صورت محرمانه باقی خواهد ماند. به علاوه این طرح در کمیته اخلاق دانشکده بهداشت و ایمنی و علوم اعصاب دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی با کد اخلاق مورد تایید قرار گرفت.

ابزار گردآوری داده ها: پرسشنامه دموگرافیک شامل سوال هایی در خصوص سن، جنسیت، سطح تحصیلات، وضعیت تأهل، وضعیت شغلی، نوع استخدام، محل خدمت، وضعیت ابتلا به بیماری کرونا مشارکت کنندگان بود. پرسشنامه فرسودگی شغلی Maslach: در این پژوهش برای سنجش فرسودگی شغلی از پرسشنامه فرسودگی شغلی Maslach استفاده شد. این پرسشنامه شامل ۲۲ سوال (یا گویه) است که به سنجش فرسودگی هیجانی (۹ سؤال) مانند «کار کردن با مردم در تمام طول روز برای من استرس زا است.» ، پدیده‌های شخصیت زدایی (۵ سؤال) مانند «من این احساس را دارم که با برخی از مراجعه کنندگان/همکاران غیرشخصی رفتار می‌کنم، انگار که آنها یک شی هستند.» و فقدان موفقیت فردی (۸ سؤال) مانند «احساس می کنم از طریق کارم روی دیگران تأثیر مثبت می گذارم.» در چهارچوب فعالیت حرفه‌ای پرداخته است. رتبه بندی دفعات این احساسات از صفر تا ۶ (هرگز، چند بار در سال، یکبار در ماه، چند بار در ماه، یک بار در هفته، چند بار در هفته و هر روز) و رتبه بندی شدت این احساسات از صفر تا ۷ (هرگز، خیلی کم، کم، گاهی، متوسط، اغلب، زیاد و خیلی زیاد) می باشد. زیر نمره به دست آمده در هر یک از سه بعد بر پایه نمره مرجع Maslach & Jakson در دسته های پایین متوسط و بالا قرار می گیرد. پایایی درونی این ابزار توسط Maslach & Jakson طی بررسی های مختلف سنجیده شده است و ضریب آلفای کرونباخ ۰/۷۱ تا ۰/۹ و ضریب بازآزمایی ۰/۶ تا ۰/۸ برای آن گزارش گردیده است. در ایران نیز اولین بار فیلیان در سال ۱۳۷۱ پرسشنامه ماسلاچ را به فارسی برگرداند و روایی و پایایی آن را مورد سنجش قرار داد که یافته های مطالعه وی حاکی از روایی و پایایی بالای این ابزار بود ضمن اینکه در آزمون مجدد ضریب پایایی ۰/۷۸ برای آن گزارش گردید[۱۴]. در مطالعه حاضر همسانی درونی پرسشنامه مورد بررسی قرار گرفت و ضریب آلفای کرونباخ برای فرسودگی هیجانی، شخصیت زدایی، موفقیت فردی و فرسودگی کل به ترتیب ۰/۸۶، ۰/۷۷، ۰/۷۵ و ۰/۸۹ بدست آمد که مؤید پایایی مطلوب پرسشنامه می‌باشد.

تجزیه و تحلیل داده ها: داده‌های به‌دست‌آمده توسط نرم‌افزارهای SPSS نسخه۱۶ با استفاده از آمار توصیفی (فراوانی، درصد، میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی) و آزمون های آماری تی مستقل، آنالیز واریانس یک طرفه مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. همچنین برای بررسی مدل اندازه گیری فرسودگی کارکنان از EQS6.4 بهره گرفته شد. تحلیل معادلات ساختاری مدل اندازه گیری فرسودگی شغلی بر پایه پرسشنامه ماسلاچ شامل سه سازه پنهان بود: خستگی عاطفی(Emotional Exhaustion)(۹گویه)، مسخ شخصیت(Deperesonalization)(۵

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-22]

گویه) و موفقیت شخصی(Personal Development)(۸گویه). آیتم‌های پرسشنامه به‌عنوان متغیرهای مشاهده‌شده وارد مدل شدند. ابتدا نرمال بودن چند متغیره با آزمون Mardia بررسی شد. بر اساس نتایج آزمون نرمال بودن، از روش برآورد Maximum Likelihood استفاده شد. سطح معناداری برای تمام آزمون‌ها $\alpha = ۰/۰۵$ در نظر گرفته شده است.

یافته ها

در این مطالعه ۷۶۸ نفر از کارکنان واجد شرایط وارد مطالعه شدند. که ۲۵ نفر از آنها بدلیل تکمیل ناقص پرسشنامه، مخدوش بودن پرسشنامه و پاسخدهی غیر معتبر از مطالعه خارج شدند. و در نهایت تجزیه و تحلیل داده ها روی ۷۴۳ نفر از مشارکت کنندگان انجام شد. یافته ها نشان داد که اکثر شرکت کنندگان در مطالعه زن (۸۰/۵٪) بودند. میانگین سن کارکنان ۳۹/۱۳، با انحراف معیار ۹/۱۹ سال بود. اکثریت متاهل (۷۲/۸٪) و دارای مدرک لیسانس بودند (۵۹/۰۰٪). بیشتر شرکت کنندگان دارای شغل رسمی (۵۱٪/۷) و ۳۱٪ قراردادی، ۶/۲٪ طرحی و ۱۱/۲٪شرکتی بودند. بیشتر کارکنان(۳۹/۴۰٪) در مراکز خدمات جامع سلامت مشغول به فعالیت بودند. و از ۷۴۳ نفر مورد بررسی، ۶۰۴ نفر (۸۱/۳۰٪) دارای سابقه مثبت قطعی ابتلا به بیماری کرونا بوده اند. جزئیات مربوط به ویژگی های جمعیت شناختی شرکت کنندگان در جدول شرح داده شده است (جدول ۱).

جدول شماره ۲، نتایج آمار توصیفی فرسودگی شغلی و ابعاد آن در بین مشارکت‌کنندگان را نشان می دهد، بر این اساس در بعد خستگی عاطفی، کمینه و بیشینه مقادیر به ترتیب برابر با ۱۱/۰۰ و ۵۴/۰۰ می باشد. میانگین نمره این متغیر ۳۳/۰۰ می‌باشد که سطح متوسط تا بالایی از خستگی عاطفی را در بین مشارکت‌کنندگان نشان می‌دهد. انحراف معیار ۷/۹۶ بیانگر پراکندگی قابل توجه مقادیر است. همچنین، تحلیل چولگی (۰/۱۱) و کشیدگی (۰/۳۹-) نشان‌دهنده توزیعی تقریباً متقارن اما پهن‌تر از حالت نرمال است.

در بعد مسخ شخصیت نیز، میانگین این متغیر برابر با ۱۵/۴۲ می‌باشد که سطحی متوسط از مسخ شخصیت در بین پاسخ‌دهندگان را نشان می‌دهد. کمینه و بیشینه مقادیر به ترتیب ۹/۰۰ و ۳۰/۰۰ است. انحراف معیار پایین‌تر (۳/۹۷) نشان‌دهنده یکنواختی بیشتر مقادیر است. چولگی مثبت (۰/۸۸) و کشیدگی (۰/۷۶) بیانگر توزیعی متمرکز و مثبت در داده‌ها است. همچنین، در بعد موفقیت شخصی میانگین ۲۶/۹۳ این بعد سطح متوسطی از موفقیت شخصی را در میان جامعه آماری نشان می‌دهد که کمینه و بیشینه مقادیر به ترتیب ۱۱/۰۰ و ۴۸/۰۰ می باشد. مقدار انحراف معیار (۵/۱۰) نشان‌دهنده پراکندگی محدود در داده‌ها است. چولگی (۰/۳۶) و کشیدگی (۰/۷۰) نشان‌دهنده نزدیک بودن توزیع داده‌ها به حالت نرمال می‌باشد و در نهایت، میانگین کلی فرسودگی شغلی برابر با ۷۵/۳۶ می‌باشد که سطح نسبتاً بالایی از فرسودگی را در بین مشارکت‌کنندگان نشان می‌دهد و کمینه و بیشینه این مقادیر، ۴۴/۰۰ و ۱۱۴/۰۰ می باشد و مقدار انحراف معیار (۱۳/۸۱) بیانگر وجود پراکندگی قابل توجه در داده‌ها است. تحلیل چولگی (۰/۵۰) و کشیدگی (۰/۳۷) نشان‌دهنده توزیعی نزدیک به نرمال و تقریباً متقارن است (جدول۲).

نتایج تحلیل جدول شماره ۳ که مربوط به سطح‌بندی حیطه‌های خستگی عاطفی، مسخ شخصیت و موفقیت شخصی در بین کارکنان مورد مطالعه به تفکیک جنسیت می باشد، نشان‌دهنده تفاوت‌هایی در این ابعاد است و جزئیات تحلیل به شرح زیر می‌باشد:

نتایج نشان می دهد در میان مردان، بیشتر پاسخ‌دهندگان (۵۶٪/۶، معادل ۸۲ نفر) در سطح بالای خستگی عاطفی قرار دارند، در حالی که ۴۳/۴٪ (۶۳ نفر) در سطح متوسط هستند و هیچ فردی سطح پایین خستگی عاطفی گزارش نکرده است. در زنان، اکثریت پاسخ‌دهندگان (۶۷/۹٪، معادل ۴۰۶ نفر) در سطح بالای خستگی عاطفی قرار دارند، در حالی که ۳۱/۴٪ (۱۸۸ نفر) سطح متوسط و تنها ۰/۷٪ (۴ نفر) سطح پایین را نشان می‌دهند. این نتایج بیانگر سطح بالای خستگی عاطفی در هر دو گروه، به ویژه در زنان، می‌باشد. در بررسی بعد مسخ شخصیت نتایج نشان می‌دهد که در مردان، اکثریت پاسخ دهندگان (۸۶/۹٪، معادل ۱۲۶ نفر) در سطح بالای مسخ شخصیت قرار دارند، در حالی که تنها ۱۳/۱٪(۱۹ نفر) سطح متوسط را تجربه کرده اند و هیچ موردی از سطح پایین گزارش نشده است. در زنان نیز روند مشابهی مشاهده می‌شود، به طوری که ۸۲/۳٪ (۴۹۲ نفر) در سطح بالا و ۱۷٪/۷ (۱۰۶ نفر) در سطح متوسط قرار دارند. این نتایج حاکی از شیوع بالای مسخ شخصیت در هر دو جنسیت است. همچنین در بررسی موفقیت شخصی، نتایج نشان می‌دهد که در میان مردان، اکثریت (۹۵/۲٪، معادل ۱۳۸ نفر) در سطح پایین موفقیت شخصی قرار دارند، در حالی که تنها ۴/۱٪ (۶ نفر) در سطح متوسط و ۰/۷٪ (۱ نفر) در سطح بالا هستند. در زنان نیز نتایج مشابه است، به طوری که ۹۱/۱٪ (۵۴۵ نفر) در سطح پایین، ۷/۴٪ (۴۴ نفر) در سطح متوسط

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-22]

و ۱/۵٪ (۹ نفر) در سطح بالا قرار دارند. این داده‌ها بیانگر سطح پایین موفقیت شخصی در اکثریت افراد مورد مطالعه، به ویژه در مردان، است. بنابراین، نتایج این جدول بیانگر روندهای متفاوت در سه حیطه مورد بررسی بوده و تفاوت‌های موجود به وضوح تأثیر جنسیت را در وضعیت فرسودگی شغلی و ابعاد آن نشان می‌دهد (جدول۳). جدول شماره ۴، مرتبط با نتایج مقایسه میانگین‌ها و انحراف معیارهای فرسودگی شغلی و ابعاد آن طبق تی مستقل در برخی از متغیرهای جمعیت شناختی است که نشان‌دهنده تفاوت‌های معنادار و غیرمعناداری در گروه‌های مورد بررسی است. تحلیل داده‌های حاصل از جدول مقایسه میانگین‌ها و انحراف معیارهای فرسودگی شغلی و ابعاد آن بر اساس متغیرهای جمعیت شناختی ، بینش عمیقی در مورد تفاوت‌های آماری در گروه‌های مختلف فراهم می‌آورد. یافته‌های کلیدی در ادامه با توضیحات دقیق‌تر مطرح شده است: بررسی بعد خستگی عاطفی در زنان و مردان نشان داد که میانگین امتیازات این متغیر در زنان (۳۳/۳۳±۷/۸۷) به طور معناداری بالاتر از مردان (۳۱/۶۹±۸/۲۵) بود (T=۲/۲۳ ، P=۰/۰۲۶). این نتیجه بیانگر تأثیر جنسیت در تجربه خستگی عاطفی است. در بعد مسخ شخصیت، میانگین امتیازات مردان (۴/۲۱± ۱۶/۲۶) بالاتر از زنان (۱۵/۲۱±۳/۸۹) بود، و تفاوت بین این دو گروه از نظر آماری معنادار گزارش شد (۲/۸۶- =T، P=۰/۰۰۴). برای موفقیت شخصی، میانگین زنان (۲۷/۱۰±۵/۱۸) اندکی بالاتر از مردان (±۷۰/۴ ۲۶/۲۴) بود، اما این تفاوت معنادار نبود (T=۱/۸۱، P=۰/۰۶۹). این نتایج می تواند نشان‌دهنده این باشد که زنان و مردان در میزان رضایت یا احساس موفقیت شخصی، تجربه‌های مشابهی دارند، هرچند تفاوت‌های جزئی وجود دارد. در نهایت، فرسودگی کلی در زنان (۷۵/۶۴±۱۳/۷۹) نسبت به مردان (۷۴/۱۹±۱۳/۹۰) اندکی بالاتر بود، اما این اختلاف از نظر آماری معنادار نبود (P=۰/۲۵۸،T=۱/۱۳). این یافته‌ها تأکید می‌کنند که هر دو جنسیت به طور کلی تجربه های مشابهی از فرسودگی شغلی دارند، اگرچه زنان به طور جزئی در سطوح بالاتری قرار دارند. در بعد خستگی عاطفی، متأهلین (۳۲/۲۱±۷/۹۹) میانگین بالاتری نسبت به مجردین (۳۲/۴۵±۷/۸۹) داشتند، اما این تفاوت از نظر آماری معنادار نبود (T=۱/۱۶،P=۰/۲۵۰). این امر می‌تواند نشان‌دهنده تأثیر کم وضعیت تأهل بر میزان خستگی عاطفی باشد. در مسخ شخصیت، تفاوت قابل توجهی بین متأهلین (۱۵/۴۷±۳/۹۳) و مجردین (۱۵/۲۸±۴/۰۸) مشاهده نشد (T=۰/۵۷، P=۰/۵۷۰)، که بیانگر عدم وابستگی این بُعد به وضعیت تأهل است. برای موفقیت شخصی، میانگین مجردین (۲۷/۱۰±۵/۳۴) اندکی بالاتر از متأهلین (۲۶/۸۷±۵/۰۱) بود، اما این تفاوت نیز از نظر آماری معنادار نبود (T=-۰/۵۵ ، P=۰/۵۸). این موضوع نشان می‌دهد که حس موفقیت شخصی ممکن است به وضعیت تأهل وابسته نباشد. در فرسودگی کلی، میانگین متأهلین (۷۵/۵۵ ±۱۳/۶۰) تقریباً مشابه مجردین (۷۴/۸۳±۱۴/۳۸) بود و تفاوت معناداری مشاهده نشد (T=۰/۶۳، P=۰/۵۳۰) این یافته‌ها نشان می‌دهند که وضعیت تأهل تأثیر قابل توجهی بر فرسودگی کلی ندارد. نتایج نشان داد که خستگی عاطفی در کارکنان بهداشتی (۳۳/۲۴±۷/۸۷) اندکی بالاتر از کارکنان اداری (۳۲/۲۷±۸/۲۳) بود، اما این تفاوت معنادار نبود (P=۰/۱۵۵،T=۱/۴۲). این امر بیانگر تأثیر کم تفاوت های شغلی بر میزان خستگی عاطفی است. در مسخ شخصیت، کارکنان اداری (۱۵/۹۸±۴/۱۴) میانگین بالاتری نسبت به کارکنان بهداشتی (۱۵/۲۳±۳/۹۱) داشتند، و این تفاوت از نظر آماری معنادار بود (P=۰/۰۳۰،T=-۲/۱۸). برای موفقیت شخصی، کارکنان بهداشتی (۲۷/۱۸±۵/۱۹) میانگین بالاتری نسبت به کارکنان اداری (۲۶/۱۴±۴/۷۲) داشتند، و تفاوت بین این دو گروه از نظر آماری معنادار بود (T=۲/۳۹، P=۰/۰۱۷). این یافته نشان می دهد که کارکنان بهداشتی احتمالاً در محیط کار خود احساس موفقیت بیشتری دارند. در فرسودگی کلی، تفاوت معناداری بین کارکنان بهداشتی (۷۵/۶۶±۱۳/۸۲) و اداری (۷۴/۳۹±۱۳/۷۸) مشاهده نشد (P=۰/۲۸۳، T=۱/۰۷). این امر نشان‌دهنده این است که نوع رسته شغلی تأثیر محدودی بر میزان فرسودگی کلی دارد.

نتایج نشان داد که خستگی عاطفی در افراد مبتلا به کرونا (۳۳/۵۳±۷/۸۳) به طور معناداری بالاتر از افراد غیرمبتلا (۸/۱۶±۳۰/۷۶) بود (T= ۳/۷۳۱،P<۰/۰۰۱). این امر بیانگر تأثیر قابل توجه ابتلا به کرونا بر افزایش خستگی عاطفی است. در مسخ شخصیت، افراد مبتلا میانگین بالاتری (۱۵/۵۲±۳/۹۸) نسبت به غیرمبتلاها (۱۴/۹۹±۳/۹۴) داشتند، اما این تفاوت معنادار نبود (T=۱/۴۳۲، P=۰/۱۵۳). این موضوع نشان می دهد که ابتلا به کرونا تأثیر محدودی بر این بُعد دارد. برای موفقیت شخصی، افراد مبتلا (۲۱□۵± ۲۷□۲۲) به طور معناداری میانگین بالاتری نسبت به غیرمبتلاها (۲۵/۷۰±۴/۴۱) داشتند (T=۳/۱۹۱،P=۰/۰۰۱). این نتیجه ممکن است نشان دهنده تلاش بیشتر افراد مبتلا برای

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-22]

دستیابی به احساس موفقیت باشد. در فرسودگی کلی، افراد مبتلا (۶۷ ±۱۳ ۲۶ ۷۶) به طور معناداری میانگین بالاتری نسبت به غیرمبتلاها (۷۹/۱۳±۷۱/۴۵، T=۳/۷۴۸، P<۰/۰۰۱) داشتند. این یافته نشان‌دهنده تأثیر قابل توجه ابتلا به کرونا بر افزایش فرسودگی کلی است (جدول ۴).

با توجه به متغیرهای مختلف جدول شماره ۵ یافته‌های تفصیلی آن به تحلیل داده‌های مرتبط با فرسودگی شغلی و ابعاد آن می‌پردازد و یافته های قابل توجهی را جهت درک تفاوت‌ها و روندهای مرتبط با ویژگی‌های فردی و شغلی فراهم می‌کند.

تحلیل تفاوت‌های گروه‌های سنی با آنالیز واریانس یک طرفه نشان داد میانگین خستگی عاطفی بالاترین مقدار را در گروه سنی ۶۰-۵۱ سال (۷/۲۳±۳۳/۹۸) داشته و کمترین مقدار با تفاوت جزئی مربوط به گروه ۳۰-۲۱ سال (۸/۳۲±۳۲/۲۷) است. اما این تفاوت میان گروه‌ها از نظر آماری معنادار نبود (P=۱/۵۴, F=۰/۲۰۳) این اختلاف‌ها می‌توانند نشان‌دهنده تأثیرات احتمالی افزایش سن بر شدت خستگی عاطفی باشد. در بعد مسخ شخصیت، تفاوت معناداری بین گروه‌های سنی مشاهده شد (F=۱/۵۴، P=۰/۰۰۴). میانگین این متغیر در گروه سنی ۴۰-۳۱ سال (۴/۱۱±۱۵/۸۴) بیشترین مقدار و در گروه ۶۰-۵۱ سال (۳/۹۹±۱۵/۲۸) کمترین مقدار را نشان داد. این یافته‌ها تأثیر احتمالی تجربه کاری و تغییرات روانی ناشی از آن بر ویژگی‌های شخصیتی را برجسته می‌کند. در بعد موفقیت شخصی، تفاوت میان گروه‌های سنی از نظر آماری معنادار نبود (F=۱/۲۹، P=۰/۲۷۷). با این حال، الگوی کاهش میانگین‌ها در گروه‌های سنی بالاتر حاکی از کاهش تدریجی احساس موفقیت شخصی با افزایش سن است. در بعد فرسودگی کلی، تفاوت‌های معناداری بین گروه‌های سنی شناسایی شد (F=۴/۴۲، P=۰/۰۰۴). این امر نشان می‌دهد که فرسودگی کلی می‌تواند به طور قابل ملاحظه‌ای تحت تأثیر سن قرار گیرد.

مقایسه میانگین‌ها نشان داد که کارکنان پایگاه‌ها دارای میانگین خستگی عاطفی (۷/۹۸±۳۳/۹۷)و فرسودگی کلی (۷۶/۵۳±۱۴/۰۵) بالاتری نسبت به کارکنان ستاد و مراکز بودند. هرچند تفاوت‌های مشاهده‌شده از نظر آماری معنادار نبودند (برای مثال، خستگی عاطفی: F=۱/۶۵، P=۰/۱۹۳). این نتایج می‌تواند منعکس‌کننده فشارهای محیطی متفاوتی در این رسته‌های شغلی باشد، اگرچه تأثیرات کلی ممکن است محدود باشد. تحلیل سطح تحصیلات نشان داد که افراد دارای دیپلم و پایین‌تر میانگین بالاتری در خستگی عاطفی (۹/۳۱± ۳۴/۰۷) و فرسودگی کلی (۱۵/۰۱± ۷۷/۷۲) داشتند، اما این تفاوت‌ها از نظر آماری معنادار نبودند (خستگی عاطفی: F=۰/۹۱، P=۰/۴۰۵). با این حال، در بعد مسخ شخصیت، تفاوت‌ها از نظر آماری معنادار بودند (F=۱۱/۱۵ ، P<۰/۰۰۱). افراد با تحصیلات کارشناسی ارشد و بالاتر میانگین مسخ شخصیت پایین‌تری (۳/۴۸±۱۵/۱۴) نسبت به گروه‌های دیگر نشان دادند که می‌تواند نشان‌دهنده تأثیر مثبت سطح تحصیلات بر کاهش فرسودگی شغلی باشد. وضعیت اقتصادی به عنوان یک متغیر تأثیرگذار شناخته شد چرا که افراد با وضعیت اقتصادی ضعیف بیشترین میانگین خستگی عاطفی (۷/۸۱±۳۴/۰۸)، مسخ شخصیت (۴/۴۲ ±۱۶ ۶۴)، موفقیت شخصی (۵/۲۰±۲۷/۴۹) و فرسودگی کلی (۱۴/۳۸±۷۸/۲۲) را نشان دادند. تفاوت‌های مشاهده شده در این متغیرها از نظر آماری معنادار بودند (برای مثال، خستگی عاطفی: F=۷/۲۷، P=۰/۰۰۱). این یافته‌ها نشان‌دهنده تأثیر فشارها و محدودیت‌های اقتصادی در زندگی کارکنان بر فرسودگی شغلی است. مقایسه میانگین ها بر اساس وضعیت استخدامی نشان داد که میانگین خستگی عاطفی در گروه‌های رسمی(۷/۷۲±۳۳/۱۰)، قراردادی (۱۳/۰۰±۳۳/۸) و شرکتی (۸/۶۳±۳۲/۴۸) تقریباً مشابه است و تفاوت معناداری بین این گروه‌ها دیده نشد (F=۰/۳۴،P=۰/۷۱۱). این نتایج بیانگر تأثیر اندک نوع قرارداد استخدامی بر میزان فرسودگی شغلی است و بنابر این نمی توان در این زمینه، نظر قطعی بیان نمود. تحلیل داده‌ها نشان داد، برخی متغیرهای دموگرافیک، نظیر گروه سنی، سطح تحصیلات و وضعیت شغلی، تأثیر معناداری بر ابعاد مختلف فرسودگی شغلی دارند. در مقابل، متغیرهای دیگر نظیر رسته شغلی و وضعیت استخدامی تأثیر محدودی بر این ابعاد نشان دادند (جدول۵).

برای تحلیل موشکافانه فرسودگی شغلی در بین کارکنان بهداشتی، از مدل سازی معادلات ساختاری استفاده شد. که صرفاً به مدل اندازه گیری فرسودگی شغلی پرداخته شده است. در علوم رفتاری و بهداشتی برای رسیدن به تحلیل های دقیق تر و جامع تر از مدل سازی معادلات ساختاری (SEM) استفاده می شود. با این روش می توان ارتباط بین متغیرهای آشکار و پنهان را بررسی کرد و شناخت بهتری از پدیده های فرهنگی، رفتاری و اجتماعی برای محققان ایجاد نمود. شکل ۱ مدل اندازه گیری فرسودگی شغلی را در بین کارکنان بهداشتی نشان می دهد، بر این اساس کمترین بار عاملی بر روی فرسودگی شغلی ۰/۶۰ می باشد که مربوط به حیطه

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-22]

موفقیت شخصی و بیشترین بار عاملی مربوط به حیطه خستگی عاطفی با بار عاملی (۱/۰۰) می باشد. بنابراین می توان گفت که فرسودگی شغلی کمترین سهم را در تبیین حیطه موفقیت شخصی و بیشترین سهم را در تبیین حیطه خستگی عاطفی دارد. اما به طور کلی نتایج نشان می دهد حیطه های خستگی عاطفی، موفقیت شخصی و مسخ شخصیت با متغیر پنهان فرسودگی شغلی همبستگی بالایی دارند (شکل۱). شاخص های برازش مدل اندازه گیری فرسودگی شغلی در بین کارکنان، نسبت کای اسکوئر بر درجه آزادی ۳/۷۶، شاخص نیکویی برازش ۹۷/۵، نیکویی برازش تعدیل شده ۹۴/۷۴، ریشه میانگین مربعات خطای برآورد ۰/۰۶، برازندگی تعدیل یافته ۹۶/۷،جذر میانگین مربعات باقیمانده ۰/۰۷ می باشد. همه شاخص ها در وضعیت مطلوب قرار دارند که بیانگر مناسب بودن مدل اندازه گیری فرسودگی شغلی در بین کارکنان مورد مطالعه می باشد.

جدول ۱. ویژگی های اجتماعی و جمعیت شناختی شرکت کنندگان (تعداد = ۷۴۳)

متغیر	زیر گروه ها	(٪) فراوانی	متغیر	زیر گروه ها	(٪) فراوانی
گروه سنی	۲۱-۳۰	۱۶۸(۲۱/۶۰)	**وضعیت استخدامی**	رسمی	۳۸۴ (۵۱/۷۰)
	۳۱-۴۰	۲۳۳ (۳۱/۴۰)		قراردادی	۲۳۰ (۳۱/۰۰)
	۴۱-۵۰	۲۵۵ (۳۴/۳۰)		طرحی	۴۶ (۶/۲۰)
	۵۱-۶۰	۸۷ (۱۱/۷۰)		شرکتی	۸۳ (۱۱/۲۰)
جنسیت	زن	۵۹۸ (۸۰/۵۰)	**وضعیت ابتلا به کووید۱۹**	بلی	۶۰۴ (۸۱/۳۰)
	مرد	۱۴۵ (۱۹/۵۰)		خیر	۱۳۹ (۱۸/۷۰)
وضعیت تأهل	مجرد	۱۳۸ (۱۸/۶۰)	**وضعیت شغلی**	پایین	۸۳ (۱۱/۲۰)
	متأهل	۵۴۱ (۷۲/۸۰)		متوسط	۶۳۰ (۸۴/۸۰)
	بیوه و مطلقه	۶۴ (۸/۶۰)		بالا	۳۰ (۴/۰۰)
سطح تحصیلات	دیپلم و پایین تر	۸۱ (۱۰/۹۰)	**محل خدمت**	ستاد	۲۸۵ (۳۸/۴۰)
	کارشناسی	۴۳۸ (۵۹/۰۰)		مراکز خدمات جامع سلامت	۲۹۳ (۳۹/۴۰)
	ارشد و بالاتر	۲۲۴ (۳۰/۲۰)		پایگاه سلامت	۱۶۵ (۲۲/۲۰)

جدول ۲. آمار توصیفی(کمینه، بیشینه، میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی) فرسودگی شغلی و حیطه های آن در بین کارکنان مورد مطالعه

متغیر ها	کمینه	بیشینه	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
خستگی عاطفی	۱۱/۰۰	۵۴/۰۰	۳۳/۰۰	۷/۹۶	۰/۱۱	-۰/۳۹
مسخ شخصیت	۹/۰۰	۳۰/۰۰	۱۵/۴۲	۳/۹۷	۰/۸۸	۰/۷۶
موفقیت شخصی	۱۱/۰۰	۴۸/۰۰	۲۶/۹۳	۵/۱۰	۰/۳۶	۰/۷۰
فرسودگی کل	۴۴/۰۰	۱۱۴/۰۰	۷۵/۳۶	۱۳/۸۱	۰/۰۵	۰/۳۷

جدول ۳. سطح بندی حیطه های خستگی عاطفی، مسخ شخصیت و موفقیت شخصی درکارکنان مورد مطالعه به تفکیک جنسیت

متغیر ها	مرد			زن		
	پایین (درصد) تعداد	متوسط (درصد) تعداد	بالا (درصد) تعداد	پایین (درصد) تعداد	متوسط (درصد) تعداد	بالا (درصد) تعداد
خستگی عاطفی	۰	۶۳(۷۳/۴)	۸۲(۵۶/۶)	۴ (۰/۷)	۱۸۸ (۳۱/۴)	۴۰۶ (۶۷/۹)
مسخ شخصیت	۰	۱۹(۱۳/۱)	۱۲۶ (۸۶/۹)	۰	۱۰۶ (۱۷/۷)	۴۹۲ (۸۲/۳)
موفقیت شخصی	۱۳۸ (۹۵/۲)	۶ (۴/۱)	۱ (۰/۷)	۵۴۵ (۹۱/۱)	۴۴ (۷/۴)	۹ (۱/۵)

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-22]

جدول ۴. مقایسه میانگین و انحراف معیار فرسودگی شغلی و حیطه های آن به تفکیک متغیرهای جنسیت، وضعیت تأهل، رسته شغلی و وضعیت ابتلا به کرونا

متغیر		خستگی عاطفی			مسخ شخصیت			موفقیت شخصی			فرسودگی کلی		
		Mean ± SD	T	P-Value	Mean ± SD	T	P-Value	Mean ± SD	T	P-Value	Mean ± SD	T	P-Value
جنسیت	زن	۳۳/۳۳ ± ۷/۸۷	۲/۲۳	۰/۰۲۶	۱۵/۲۱ ± ۳/۸۹	-۲/۸۶	۰/۰۰۴	۲۷/۱۰ ± ۵/۱۸	۱/۸۱	۰/۰۶۹	۷۵/۶۴ ± ۱۳/۷۹	۱/۱۳	۰/۲۵۸
	مرد	۳۱/۶۹ ± ۸/۲۵			۱۶/۲۶ ± ۴/۲۱			۲۶/۲۴ ± ۴/۷۰			۷۴/۱۹ ± ۱۳/۹۰		
وضعیت تأهل	متأهل	۳۳/۲۱ ± ۷/۹۹	۱/۱۶	۰/۲۵۰	۱۵/۴۷ ± ۳/۹۳	۰/۵۷	۰/۵۷۰	۲۶/۸۷ ± ۵/۰۱	-۰/۵۵	۰/۵۸	۷۵/۵۵ ± ۱۳/۶۰	۰/۶۳	۰/۵۳۰
	مجرد	۳۲/۴۵ ± ۷/۸۹			۱۵/۲۸ ± ۴/۰۸			۲۷/۱۰ ± ۵/۳۴			۷۴/۸۳ ± ۱۴/۳۸		
رسته شغلی	بهداشتی	۳۳/۲۴ ± ۷/۸۷	۱/۴۲	۰/۱۵۵	۱۵/۲۳ ± ۳/۹۱	-۲/۱۸	۰/۰۳۰	۲۷/۱۸ ± ۵/۱۹	۲/۳۹	۰/۰۱۷	۷۵/۶۶ ± ۱۳/۸۲	۱/۰۷	۰/۲۸۳
	اداری	۳۲/۲۷ ± ۸/۲۳			۱۵/۹۸ ± ۴/۱۴			۲۶/۱۴ ± ۴/۷۲			۷۴/۳۹ ± ۱۳/۷۸		
وضعیت ابتلا به کرونا	بلی	۳۳/۵۳ ± ۷/۸۳	۳/۷۳۱	۰/۰۰۱<	۱۵/۵۲ ± ۳/۹۸	۱/۴۳۲	۰/۱۵۳	۲۷/۲۲ ± ۵/۲۱	۳/۱۹۱	۰/۰۰۱	۷۶/۲۶ ± ۱۳/۶۷	۳/۷۴۸	۰/۰۰۱<
	خیر	۳۰/۷۶ ± ۸/۱۶			۱۴/۹۹ ± ۳/۹۴			۲۵/۷۰ ± ۴/۴۱			۷۱/۴۵ ± ۱۳/۷۹		

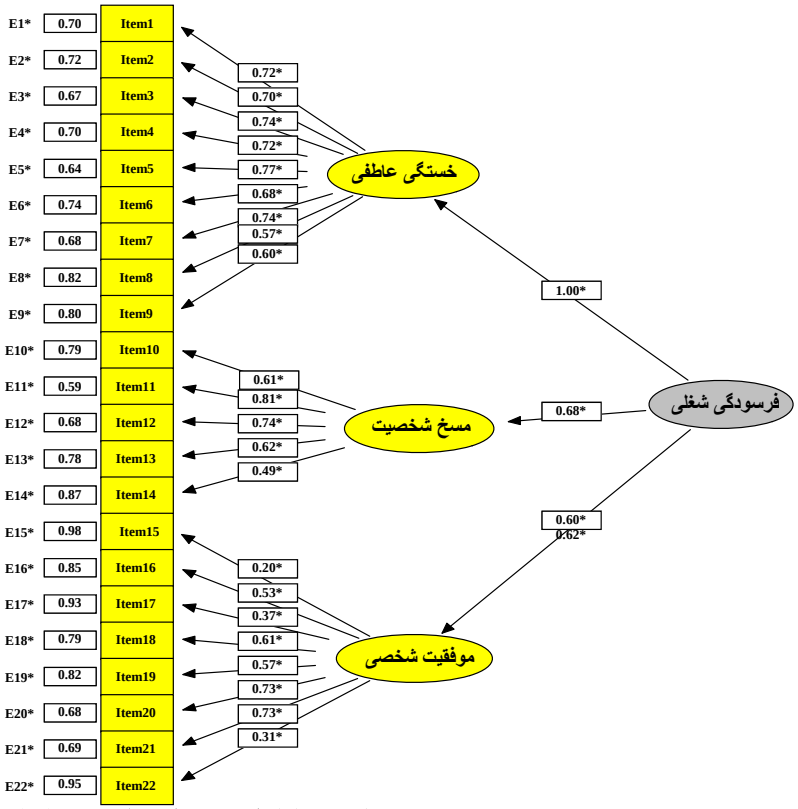
جدول ۵. مقایسه میانگین و انحراف معیار فرسودگی شغلی و حیطه های آن به تفکیک متغیرهای گروه سنی، محل اشتغال، سطح تحصیلات، وضعیت اقتصادی و استخدامی

متغیر		خستگی عاطفی			مسخ شخصیت			موفقیت شخصی			فرسودگی کلی		
		Mean ± SD	F	P-Value	Mean ± SD	F	P-Value	Mean ± SD	F	P-Value	Mean ± SD	F	P- Value
گروه سنی	۳۰-۲۱	۳۲/۲۷ ± ۸/۳۲	۱/۵۴	۰/۲۰۳	۱۵/۲۱ ± ۴/۲۰	۱/۵۴	۰/۰۰۴	۲۷/۰۲ ± ۵/۰۲	۱/۲۹	۰/۲۷۷	۲۷/۰۲ ± ۵/۰۲	۴/۴۲	۰/۰۰۴
	۴۰-۳۱	۳۳/۶۰ ± ۷/۹۳			۱۵/۸۴ ± ۴/۱۱			۲۷/۷۹ ± ۵/۲۲			۲۷/۷۹ ± ۵/۲۲		
	۵۰-۴۱	۳۲/۶۲ ± ۷/۸۱			۱۵/۲۲ ± ۳/۶۶			۲۶/۴۸ ± ۵/۲۱			۲۶/۴۸ ± ۵/۲۱		
	۶۰-۵۱	۳۳/۹۸ ± ۷/۲۳			۱۵/۲۸ ± ۳/۹۹			۲۵/۷۹ ± ۴/۱۹			۲۵/۷۸ ± ۴/۱۹		
محل اشتغال	ستاد	۳۲/۵۹ ± ۷/۱۵	۱/۶۵	۰/۱۹۳	۱۵/۱۳ ± ۳/۳۸	۱/۴۲	۰/۲۴۲	۲۷/۰۷ ± ۴/۷۱	۰/۵۵	۰/۵۷۹	۷۴/۷۹ ± ۱۲/۸۶	۰/۸۴	۰/۴۳۱
	مرکز	۳۲/۸۷ ± ۸/۶۶			۱۵/۶۹ ± ۴/۳۸			۲۶/۶۹ ± ۵/۰۹			۷۵/۲۵ ± ۱۴/۵۶		
	پایگاه	۳۳/۹۷ ± ۷/۹۸			۱۵/۴۴ ± ۴/۱۵			۲۷/۱۲ ± ۵/۷۳			۷۶/۵۳ ± ۱۴/۰۵		
سطح تحصیلات	دیپلم و پایین تر	۳۴/۰۷ ± ۹/۳۱	۰/۹۱	۰/۴۰۵	۱۷/۳۶ ± ۵/۰۱	۱۱/۱۵	۰/۰۰۱<	۲۶/۲۸ ± ۴/۸۰	۰/۷۷	۰/۴۶۴	۷۷/۷۲ ± ۱۵/۰۱	۱/۳۷	۰/۲۵۵
	کارشناسی	۳۲/۷۸ ± ۷/۸۸			۱۵/۲۰ ± ۳/۹۱			۲۶/۹۷ ± ۵/۳۷			۷۴/۹۶ ± ۱۳/۸۹		
	ارشد و بالا تر	۳۳/۰۶ ± ۷/۶۰			۱۵/۱۴ ± ۳/۴۸			۲۶/۰۸ ± ۴/۶۴			۷۵/۲۸ ± ۱۳/۱۸		
وضعیت اقتصادی	ضعیف	۳۴/۰۸ ± ۷/۸۱	۷/۲۷	۰/۰۰۱	۱۶/۶۴ ± ۴/۴۲	۵/۹۱	۰/۰۰۳	۲۷/۴۹ ± ۵/۲۰	۰/۸۱	۰/۴۴۷	۷۸/۲۲ ± ۱۴/۳۸	۵/۹۶	۰/۰۰۳
	متوسط	۳۳/۱۱ ± ۷/۹۵			۱۵/۳۲ ± ۳/۸۸			۲۶/۸۹ ± ۴/۹۹			۷۵/۱۳۲ ± ۱۳/۷۰		
	غنی	۲۷/۸۳ ± ۶/۹۳			۱۴/۰۷ ± ۳/۹۳			۲۶/۲۳ ± ۶/۸۱			۶۸/۱۳ ± ۱۲/۱۳		
وضعیت استخدامی	رسمی	۳۳/۱۰ ± ۷/۷۲	۰/۳۴	۰/۷۱۱	۱۵/۲۶ ± ۳/۷۳	۱/۶۶	۰/۱۹۰	۲۷/۰۹ ± ۵/۰۹	۲/۴۶	۰/۰۸۶	۷۵/۴۶ ± ۱۳/۶۷	۱/۲۹	۰/۲۷۵
	قرار دادی	۳۳/۱۳ ±			۱۵/۸۱ ±			۲۷/۱۷ ±			۷۶/۱۲ ±		

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-22]

	۸/۰۰	۴/۰۰	۵/۳۳	۱۳/۳۰
شرکتی و	± ۳۲/۴۸	± ۱۵/۱۹	± ۲۶/۰۳	± ۷۳/۷۰
طرحی	۸/۶۳	۴/۵۶	۴/۶۳	۱۵/۰۵

*رگرسیون چند متغیره



شکل ۱: مدل اندازه گیری فرسودگی شغلی در بین کارکنان مورد مطالعه

بحث و نتیجه گیری

مطالعه حاضر با هدف بررسی وضعیت فرسودگی شغلی و ارتباط آن با متغیر های جمعیت شناختی در کارکنان بهداشتی دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی، صورت گرفته است. در این مطالعه، گرچه سطح خستگی عاطفی کارکنان از متوسط تا بالا گزارش شده، اما پاسخ‌ها نسبتاً یکنواخت توزیع شده‌اند. این یافته با نظریه‌های مطرح شده توسط Maslach و Leiter [۸] مبنی بر آن است که استرس‌های مزمن محیطی، عامل اصلی بروز خستگی عاطفی محسوب می‌شوند. افزون بر این، Costin و همکاران [۱۵] در تحقیقی بر روی کارکنان دورکار در دوران پساکووید، به افزایش قابل‌ملاحظه خستگی عاطفی به دلیل فقدان پشتیبانی روانی و چالش‌های مدیریت زمان اشاره کرده‌اند. این یافته را می‌توان با توجه به چند سازوکار توضیح داد؛ درواقع کاهش حمایت سازمانی و اجتماعی، دسترسی به منابع روانی را محدود می‌سازد و در نتیجه ظرفیت بازیابی هیجانی کارکنان کاهش می‌یابد؛ هم‌زمان، چالش‌های مدیریت زمان و تداخل نقش خانه و کار بار شناختی را افزایش می‌دهد و توانایی برای قطع ذهنی از کار (psychological detachment) و بازیابی شبانه را تضعیف می‌کند. این مجموعه تغییرات با افزایش پاسخ‌های فیزیولوژیک استرس همراه شده و در عمل شدت خستگی عاطفی را تشدید می‌نماید. مطالعات اخیر در حوزه استرس‌های شغلی نشان داده‌اند که ویژگی‌های فردی و شیوه‌های مقابله‌ای نقش تعیین‌کننده‌ای در بروز نشانه‌های مسخ شخصیت دارند. به‌عنوان مثال، Gu و همکاران[۱۶] در بررسی جامع خود رابطه معنادار بین افزایش استرس شغلی و بروز نشانه‌های مسخ شخصیت را گزارش نموده‌اند؛ که یافته مطالعه حاضر، نیز از این منظر قابل تبیین است. استرس

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-22]

مزمن شغلی با فرسایش منابع شناختی و کاهش ظرفیت تنظیم هیجانی همراه است و تمایل به واکنش‌های اجتنابی و بی‌تفاوتی نسبت به مراجعان یا همکاران را افزایش می‌دهد؛ افزون بر این، شیوه‌های مقابله‌ای ناکارآمد (مانند اجتناب یا سرکوب هیجانی) فرآیندهایی را تقویت می‌کنند که به ظهور و تثبیت مسخ شخصیت کمک می‌نمایند. در این چارچوب، فراهم آوردن حمایت‌های روانشناختی هدفمند (مانند سوپروایژن، گروه‌های همتا و آموزش تنظیم هیجانی) می‌تواند منابع درونی و بیرونی کارکنان را تقویت کند و از تداوم این الگوها جلوگیری نماید. شاخص موفقیت شخصی نشان‌دهنده ادراک نسبتاً متوسط از دستاوردهای شغلی و حس کارایی فردی در میان کارکنان است. توزیع نمرات یکنواختی تجربه موفقیت شخصی را مشخص می‌نماید. از منظر نظریه سرمایه روان‌شناختی، احساس موفقیت شخصی به‌عنوان یک منبع محافظتی عمل می‌کند که با افزایش خودکارآمدی، امید و انعطاف‌پذیری، توان بازیابی از فشارها و انگیزش برای حل مسئله را تقویت می‌نماید؛ این سازوکارها می‌توانند شدت علائم فرسودگی را کاهش دهند. یافته‌های Kashdan و همکاران[۱۷] که افزایش احساس موفقیت شخصی را عاملی حفاظتی در برابر اثرات مخرب فروپاشی شغلی تلقی کرده‌اند، با این تبیین همخوانی دارد؛ بنابراین سرمایه‌گذاری در برنامه‌های توسعه مهارت، بازخورد ساختاریافته و فرصت‌های رشد روان‌شناختی می‌تواند از طریق تقویت این منابع درونی، آسیب‌پذیری نسبت به فرسودگی و مسخ شخصیت را کاهش دهد. همچنین آنکه توزیع متقارن داده‌های مطالعه کنونی، امکان به‌کارگیری روش‌های آماری پارامتریک را فراهم نمود و پس از تجزیه و تحلیل‌های انجام شده مشخص شد که یافته‌های کلی مطالعه با نتایج گزارش شده توسط Gu و همکاران[۱۶] در خصوص نقش سازوکارهای فشاری محیطی هم‌راستا است؛ افزون بر این، Costin و همکاران[۱۵] تأکید می‌کنند که شرایط محیطی نوین مانند دورکاری می‌تواند برخی از ابعاد فرسودگی، به ویژه خستگی عاطفی، را تشدید نماید. این نکته ضرورت بازنگری در روش‌های مدیریتی و تدوین سیاست‌های پیشگیرانه برای کاهش بار شغلی را برجسته می‌سازد. به‌طور کلی، این بخش از یافته‌های مطالعه حاضر ضمن تأکید بر ابعاد اساسی نظریه‌های موجود درباره فرسودگی شغلی، تفاوت‌های قابل‌مشاهده در شدت ابعاد منفی (خستگی عاطفی و مسخ شخصیت) در مقابل نقش حفاظتی موفقیت شخصی را نیز نشان می‌دهد؛ از این رو، ترکیب برنامه‌های توسعه‌ای برای تقویت حس موفقیت فردی با مداخلات کاهش‌دهنده استرس می‌تواند به‌عنوان رویکردی جامع در مدیریت فرسودگی شغلی در سازمان‌ها مطرح گردد.

نتایج توصیفی ارائه‌شده در جدول ۳ نیز، نشان‌دهنده وجود تفاوت های معنادار در ابعاد خستگی عاطفی، مسخ شخصیت و موفقیت شخصی در میان گروه‌های جنسیتی می‌باشد. که این یافته ها با نتایج تحقیقات پیشین در حوزه فرسودگی شغلی که به تفاوت‌های جنسیتی در تجارب روانی ناشی از بارهای شغلی پرداخته‌اند، همخوانی دارد[۱۹،۱۸]. در بُعد خستگی عاطفی، داده‌های جمع‌آوری شده نشان می‌دهد که هیچ یک از شرکت‌کنندگان گروه مردان در سطح پایین این متغیر قرار نگرفته‌اند و بیش از ۵۶/۶ درصد از آنان در سطح بالایی ثبت شده اند؛ در حالی که اکثریت زنان (۶۷/۹ درصد) در سطوح بالا گزارش شده‌اند. این الگو را می‌توان با افزایش هم‌زمان بار نقش‌های شغلی و خانگی، تفاوت در مسئولیت‌های مراقبتی و کاهش دسترسی به شبکه‌های حمایتی توضیح داد؛ به‌ویژه در دوره بحران کووید-۱۹ که فشارهای عاطفی و وظایف مراقبتی خانگی افزایش یافته و ظرفیت بازیابی هیجانی را کاهش داده است[۲۰]. علاوه بر این، تفاوت در دسترسی به حمایت سازمانی و انتظارات فرهنگی مرتبط با نقش های جنسیتی می‌تواند شدت تجربه خستگی عاطفی را میان زنان افزایش دهد. در بُعد مسخ شخصیت، یافته‌ها نشان می‌دهد که درصد قابل توجهی از افراد در هر دو گروه جنسیتی در سطوح بالا قرار گرفته‌اند. این الگو نشانگر تأثیر عوامل سازمانی و بارهای سنگین شغلی بر تغییرات رفتاری و نگرشی است؛ محیط های کاری با سطح استرس بالا و منابع حمایتی ناکافی می‌توانند فرایندهای تنظیم هیجانی و همدلی را تضعیف کنند و به کاهش احساس تعلق و افزایش بی‌اهمیتی نسبت به دیگران بینجامند. فرسودگی مزمن نیز می‌تواند منابع روانی را فرسایش دهد و واکنش های محافظتی مانند فاصله گیری هیجانی را تقویت نماید؛ مطالعات نظری و تجربی متعدد نیز بر این نکته تأکید دارند که محیط های کاری پرتنش می‌توانند همدلی را کاهش دهند و حس بی‌اهمیتی را افزایش دهند[۲۲،۲۱]. در خصوص بُعد موفقیت شخصی، یافته‌های حاضر نشان می‌دهد که اکثریت شرکت‌کنندگان در هر دو گروه جنسیتی موفقیت شخصی پایین را گزارش کرده‌اند. این وضعیت بازتاب حس ناکافی بودن دستاوردهای فردی و نارضایتی از عملکرد شغلی است؛ کاهش فرصت‌های بازخورد مثبت،

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-22]

کاهش تجربه‌های تسلط و احساس انزوای شغلی در شرایط دورکاری می‌تواند تجربه موفقیت شخصی را تضعیف نماید، و این کاهش خود به افزایش آسیب پذیری نسبت به سایر ابعاد فرسودگی می‌انجامد[۲۴،۲۳]. به‌طور کلی، تحلیل‌های ارائه‌شده از جدول ۳ روندهای معناداری در ابعاد خستگی عاطفی، مسخ شخصیت و موفقیت شخصی به تفکیک جنسیت را نشان می‌دهد. شیوع بالای خستگی عاطفی و مسخ شخصیت، به ویژه در میان زنان، همراه با گزارش گسترده از سطح پایین موفقیت شخصی در هر دو گروه، که با نتایج مطالعه Schaufeli و همکاران هم‌راستا است، بر ضرورت بکارگیری مداخلات هدفمند در جهت بهبود سلامت روانی، افزایش رضایت شغلی و کاهش فشارهای محیطی تأکید دارد. از این رو، طراحی برنامه‌های مداخله‌ای مبتنی بر مطالعات طولی و میان‌فرهنگی می‌تواند به شناسایی دقیق‌تر مکانیسم‌های مؤثر و ارائه راهکارهای جامع در حوزه فرسودگی شغلی کمک شایانی نماید[۲۵].

در ادامه بحث، پژوهش حاضر با تکیه بر داده‌های جدول ۴ و استناد به مطالعات اخیر، ابعاد مختلف فرسودگی شغلی، شامل خستگی عاطفی، مسخ شخصیت، موفقیت شخصی و فرسودگی کلی را بر اساس متغیرهای دموگرافیک به صورت منسجم و تخصصی بررسی می‌نماید؛ فرسودگی شغلی به‌عنوان پدیده‌ای چندبُعدی در مطالعات مختلف مطرح شده است که اجزای عاطفی، شناختی و رفتاری آن با یکدیگر پیوند خورده و اثرات متقابلی ایجاد می‌کنند؛ در همین راستا، یافته‌های اخیر نشان می‌دهد که تجربیات کارکنان در حوزه‌های شغلی گوناگون، به‌ویژه در شرایط بحرانی ناشی از پاندمی، از نظر سطح و شدت فرسودگی تفاوت معناداری دارند[۱۸،۶]. اعداد به‌دست‌آمده در ابعاد خستگی عاطفی و مسخ شخصیت نمایانگر تفاوت معنادار بین گروه‌های جنسیتی است؛ به‌طوری‌که الگوهای بروز این ابعاد در زنان و مردان متمایز می‌باشد. این تفاوت‌ها را می‌توان در چارچوب تفاوت های فرهنگی، انتظارات اجتماعی و تنوع شیوه‌های مقابله‌ای میان جنسیت‌ها تبیین کرد. در این زمینه، مطالعات کلاسیک و متاآنالیزها از جمله Maslach و Leiter [۶] و بررسی متاآنالیز Purvanova و Muros نیز به تفاوت‌های جنسیتی در ابعاد مختلف فرسودگی شغلی اشاره کرده اند که یافته های حاضر را تأیید می‌نماید[۱۸]. در خصوص وضعیت تأهل، نتایج نشان می‌دهد که بین افراد متأهل و مجرد تفاوت معناداری در ابعاد فرسودگی شغلی مشاهده نشده است. این الگو نشان می‌دهد که حمایت عاطفی ناشی از زندگی مشترک به تنهایی برای تغییر الگوهای استرس زا در محیط کار کفایت نمی‌کند و عوامل فردی و محیطی دیگر نقش تعیین‌کننده‌تری در شکل‌گیری تجربه فرسودگی ایفا می‌نمایند؛ این نتیجه با یافته‌های Garrosa و همکاران نیز همخوانی دارد[۲۶]. مقایسه بین کارکنان حوزه بهداشتی و اداری نشان دهنده تفاوت های معنادار در ابعاد مسخ شخصیت و موفقیت شخصی است، در حالی که ابعاد خستگی عاطفی و فرسودگی کلی از نظر آماری تفاوت قابل توجهی نشان ندادند. ماهیت شغلی و بار روانی بالاتر محیط های بهداشتی به ویژه مواجهه مستقیم با چالش های بالینی و تعامل مستمر با بیماران می‌تواند زمینه ساز کاهش احساس تسلط و افزایش واکنش های محافظتی مانند فاصله‌گیری هیجانی باشد؛ نکته‌ای که Shanafelt و همکاران نیز به آن اشاره کرده اند[۲۷]. این الگو نشان می‌دهد که تفاوت های ساختاری و محتوای شغلی می‌توانند بر ابعاد خاصی از فرسودگی تأثیرگذار باشد، حتی اگر شدت کلی فرسودگی در گروه ها مشابه باشد. یکی از یافته‌های برجسته پژوهش حاضر، تأثیر معنادار ابتلا به کرونا بر افزایش سطح خستگی عاطفی و فرسودگی کلی همراه با کاهش حس موفقیت شخصی است. این نتایج با شواهد جهانی در دوران پاندمی همخوانی دارد؛ به‌طوری‌که Morgantini و همکاران[۲۸] نشان داده‌اند عوامل مرتبط با ابتلا به کرونا و بار عاطفی ناشی از آن می‌تواند ریسک بروز فرسودگی شغلی را به‌طور چشمگیری افزایش دهد؛ بنابراین در برنامه‌ریزی‌ها و مداخلات پیشگیرانه در شرایط بحرانی مانند پاندمی کرونا باید این جنبه‌ها مدنظر قرار گیرند. در ابعاد خستگی عاطفی و موفقیت شخصی تفاوت معناداری میان گروه‌های سنی مشاهده نشد؛ اما در بُعد مسخ شخصیت و فرسودگی کلی اختلاف‌های معناداری به‌دست آمد. این الگو می‌تواند نشان‌دهنده کاهش منابع روان‌شناختی و افزایش حساسیت نسبت به استرس‌های شغلی در سطوح بالاتر سنی باشد. به عبارت دیگر، تغییرات در روندهای رفتاری و سازگاری روانی که با افزایش سن همراه است، می‌تواند در تمایز سطح بروز برخی ابعاد فرسودگی نقش‌آفرین باشد؛ در همین راستا، Anser و همکاران به‌عنوان نمونه‌ای از مطالعات اخیر نشان داده‌اند که افزایش سن می‌تواند در رابطه بین فرسودگی و رضایت شغلی نقش میانجی ایفا نماید[۲۹].

بررسی گروه‌های شغلی مختلف (ستاد، مرکز، پایگاه) نشان داد که تفاوت آماری معناداری در ابعاد فرسودگی شغلی میان این رسته‌ها

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-22]

وجود ندارد. این یافته حاکی از آن است که ویژگی‌های ساختاری و فرهنگی سازمان به‌تنهایی قادر به توضیح کامل تجربیات فرسودگی نیستند و احتمالاً شبکه‌های حمایتی، سبک‌های مدیریتی و سازوکارهای مقابله‌ای فردی در تعیین سطح بروز فرسودگی اهمیت بیشتری دارند. نتایج Ferreira و Zaia نیز نشان می‌دهد که در محیط‌های کاری با شبکه‌های حمایتی قوی، اثرات منفی عوامل ساختاری نسبت به سایر عوامل تضعیف می‌شود[۳۰].

در بُعد مسخ شخصیت، افرادی که دارای سطح تحصیلات پایین‌تر هستند نسبت به همتایان دارای تحصیلات بالاتر تمایل بیشتری به تجربه این بُعد از فرسودگی نشان دادند. این تفاوت می‌تواند ناشی از تفاوت در مهارت‌های مقابله‌ای، آشنایی با روش‌های مدیریت استرس و دسترسی متفاوت به منابع روان‌شناختی باشد. مطالعات مروری و متاآنالیزها، از جمله بررسی Aronsson و همکاران، نقش سطح تحصیلات را به‌عنوان عاملی مؤثر در کاهش آسیب‌پذیری در برابر استرس‌های شغلی برجسته کرده‌اند[۳۱].

یکی دیگر از نتایج مهم مطالعه حاضر، مشاهده تفاوت‌های معنادار در ابعاد خستگی عاطفی، مسخ شخصیت و فرسودگی کلی بر اساس وضعیت اقتصادی است. کارکنانی که در وضعیت شغلی ناپایدار یا با امنیت اقتصادی پایین فعالیت می‌کنند، شیوع بالاتری از فرسودگی را گزارش کرده‌اند؛ این امر اهمیت ثبات و امنیت شغلی را به‌عنوان عامل محافظتی در برابر فرسودگی نشان می‌دهد. یافته‌های Lei و همکاران نیز رابطه مستقیمی میان ناپایداری وضعیت شغلی و افزایش علائم فرسودگی را گزارش کرده‌اند که با نتایج حاضر همسو است[۳۲]. در بخش آخر، تحلیل وضعیت استخدامی (رسمی، قراردادی، شرکتی/طرحی) نشان داد که تفاوت معنادار آماری در ابعاد فرسودگی شغلی میان گروه های مختلف استخدامی مشاهده نمی‌شود. به بیانی دیگر، صرف نوع قرارداد استخدامی بدون در نظر گرفتن سایر ویژگی‌های محیطی و فرهنگی، مانند شیوه های مدیریت، شبکه‌های پشتیبانی و ساختار تعاملات در محیط کار، برای تبیین سطح بروز فرسودگی شغلی به‌طور مستقل کافی نخواهد بود. در این زمینه، یافته های تحقیقات سیستماتیک نشان می‌دهد که عوامل سازمانی و محیطی، از جمله شیوه های رهبری و حمایت اجتماعی، تأثیر بسیار بیشتری در تعیین سطح بروز فرسودگی نسبت به ویژگی‌های قراردادی دارند. به عنوان مثال، مطالعه Salvagioni و همکاران و مطالعه Aronsson و همکاران، نشان داده اند که در سازمان‌هایی که شبکه‌های پشتیبانی قوی و شیوه های مدیریتی کارآمد به کار گرفته می‌شود، سطح فرسودگی شغلی به طور قابل‌توجهی کاهش یافته و صرفاً نوع قرارداد استخدامی، به تنهایی، عامل توضیح دهنده ای برای بروز این پدیده محسوب نمی‌شود[۳۱،۳۳].

پژوهش حاضر شواهد بارزی از شیوع معنادار خستگی عاطفی و فرسودگی کلی در میان کارکنان، به‌ویژه در شرایط بحرانی ناشی از پاندمی کووید-۱۹ ارائه می‌دهد. تحلیل‌های آماری اثرات فردی از جمله جنسیت و سطح تحصیلات را بر ابعاد فرسودگی شغلی نشان می‌دهد؛ به عنوان مثال، کارکنان زن نسبت به همتایان مرد خود، دچار افزایش قابل توجهی در خستگی عاطفی و نشانه‌های مسخ شخصیت شده‌اند که می‌تواند به فشارهای اجتماعی و انتظارات فرهنگی مرتبط باشد. همچنین، کاهش حس موفقیت شخصی، به‌ویژه در گروه‌های سنی بالاتر و کارکنان در شرایط شغلی ناپایدار، بر لزوم اجرای مداخلات پیشگیرانه و برنامه‌های تخصصی مبتنی بر شواهد تأکید دارد. از این رو، تدوین سیاست‌های سازمانی هدفمند جهت بهبود شرایط محیط کاری و ارتقای سلامت روانی، اساس کاهش استرس‌های شغلی و ارتقای رضایت فردی محسوب می‌شود. سازمان دهی جلسات حمایت روانی از کارکنان زن، ارائه آموزشهای مدیریت زمان برای ادغام مسئولیتها و تقویت مهارتهای زنان، دادن فرصتهای کوچک اما تاثیر گذار به گروههای سنی بالاتر در سازمان و افراد دارای قراردادهای ناپایدار برای افزایش حس مالکیت و شایستگیهای فردی، جابه جایی کارکنانی که در بحران های شدید(مانند پاندمی) که بیشترین میزان خستگی را تجربه کرده اند برای جلوگیری ازتبدیل خستگی به مسخ شخصیت کامل پیشنهاد می گردد.

محدودیت های مطالعه: طراحی مقطعی مطالعه حاضر، امکان بررسی روابط علی را محدود کرده و صرفاً همبستگی‌های موجود را نشان می‌دهد. همچنین، اتکا به داده های خوداظهاری ممکن است تحت تأثیر سوگیری‌هایی نظیر پاسخ‌دهی مطلوب اجتماعی و خطای حافظه قرار گیرد و از طرفی دیگر، متغیرهای میانجی نظیر مؤلفه‌های فرهنگی، ساختار سازمانی و شیوه‌های مدیریتی به‌طور جامع بررسی نشده‌اند، که می‌تواند تحلیل فرسودگی شغلی را محدود سازد. همچنین، نبود طراحی‌های طولی مانع ارزیابی تغییرات دینامیک این پدیده در بستر زمان شده است. در رابطه با افزایش میانگین موفقیت شخصی در گروه مبتلایان به کرونا، ممکن است بازتاب تغیر ادراک و ارزش گذاری مجدد نقش شغلی یا انگیزه موقت پس از تجربه بیماری باشد و لزوما نشان دهده اثر مستقیم

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-22]

ابتلا نیست. در نتیجه، این یافته به عنوان یک مشاهده توصیفی گزارش شده و بررسی تعدیلی در مطالعات آتی توصیه می گردد. همچنین آن که پژوهش‌های آتی می‌توانند با بهره‌گیری از طراحی‌های طولی، تحلیل های چند متغیره و در نظر گرفتن عوامل سازمانی و فرهنگی، شناخت عمیق تری از فرسودگی شغلی فراهم کرده و به تدوین راهکارهای مدیریتی مؤثرتر کمک کنند.

ملاحظات اخلاقی: بنابر اظهار نویسندگان، این مقاله هیچگونه تعارض منافع ندارد.

سهم نویسندگان

مرضیه سلیمی: تدوین پروپوزال، اجرای مطالعه، تدوین و ویرایش مقاله

سکینه رخشنده رو: طراحی مطالعه و تدوین پروپوزال، تجزیه و تحلیل داده ها، تدوین و تأیید مقاله

محتشم غفاری: طراحی مطالعه، مشاور روش شناسی، بررسی و تأیید مقاله

پگاه گل افشان: تدوین مقاله

تشکر و قدردانی

این مقاله برگرفته از پایان نامه دوره MPH با گرایش آموزش بهداشت و ارتقاء سلامت می‌باشد که با کد اخلاق IR.SBMU.PHNS.REC.1401.032 توسط کمیته اخلاق دانشکده بهداشت و ایمنی و علوم اعصاب دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی تصویب شده است. بدین وسیله از همه شرکت کنندگان در مطالعه که امکان جمع آوری داده ها را برایمان مقدور کردند صمیمانه سپاسگزاری می گردد.

منابع

1. Bakker AB, Costa PL. Chronic job burnout and daily functioning: A theoretical analysis. Burnout Research 2014; 1:112-119
2. Najafi Sharjabad F, Amini A, Kamali M, Rayani M. Job Burnout and its Related Factors Among the Workers of Comprehensive Healthcare Centers in Bushehr and Borazjan, Iran, in 2019. Iranian South Medical Journal 2021; 24:197-211 [Persian]
3. Kabir MJ, Heidari A, Etemad K, Gashti AB, Jafari N, Honarvar MR, et al. Job Burnout, Job Satisfaction, and Related Factors among Health Care Workers in Golestan Province, Iran. Electronic Physician 2016; 8:2924 [Persian]
4. Green AE, Albanese BJ, Shapiro NM, Aarons GA. The roles of individual and organizational factors in burnout among community-based mental health service providers. Psychological Services 2014; 11:41
5. Nagarajan R, Ramachandran P, Dilipkumar R, Kaur P. Global estimate of burnout among the public health workforce: a systematic review and meta-analysis. Human Resources for Health 2024; 22:30
6. Maslach C, Leiter MP. Understanding the burnout experience: recent research and its implications for psychiatry. World Psychiatry 2016; 15:103-111
7. Marzo RR, ElSherif M, Abdullah M, Thew HZ, Chong C, Soh SY, et al. Demographic and work-related factors associated with burnout, resilience, and quality of life among healthcare workers during the COVID-19 pandemic: A cross-sectional study from Malaysia. Frontiers In Public Health 2022; 10:1021495
8. Seyyedmoharrami I, Atif K, Tatari M, Abbaspour S, Zandi A, Teimori-Boghsani G, et al. Accomplices of job burnout among employees of a medical university. Russian Open Medical Journal 2019; 8:105 [Persian]
9. Izdebski Z, Kozakiewicz A, Białorudzki M, Dec-Pietrowska J, Mazur J. Occupational Burnout in Healthcare Workers, Stress and Other Symptoms of Work Overload during the COVID-19 Pandemic in Poland. International Journal of Environmental Research and Public Health 2023; 20:2428
10.Babakhanian, Masoudeh, et al. Prevalence of Burnout Among Health Workers in Iran: A Systematic Review and Meta-Analysis. Journal of Nursing and Midwifery Sciences 2024; 11:11[Persian]
11.Ghahramani S, Moghadami M, Omidifar N, Tabatabaei SMM, Sayari M, Bagheri Lankarani K. Factors contributing to the burnout of the faculties of a medical university in Iran: A cross-sectional study. Brain and Behavior 2024; 14:3384[Persian]
12.Rahimi S, Samadi P, Ahmadi p. Identification of Effective Factors on Formation of clinical Empathy Hidden Curriculum of Residents in Medical Universities. Research in Medical Education 2023; 15:61-72 [Persian]
13.Edú-Valsania S, Laguía A, Moriano JA. Burnout: A Review of Theory and Measurement. International Journal of Environmental Research and Public Health 2022; 19:1780
14.Goudarzi F, Shahsavari A, Foroghi S, Payamani F, Miri M. Job burnout and its related factors in nurses

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-22]

working in governmental hospitals in Lorestan province. Mandish Analytic Research Journal 2014; 5:9
15.Costin A, Roman AF, Balica RS. Remote work burnout, professional job stress, and employee emotional exhaustion during the COVID-19 pandemic. Frontiers in Psychology 2023; 14:1193854
16. Gu M, Wang S, Zhang S, Song S, Gu J, Shi Y, et al. The interplay among burnout, and symptoms of depression, anxiety, and stress in Chinese clinical therapists. Scientific Reports 2024; 14:25461
17. Kashdan TB, Rottenberg J. Psychological flexibility as a fundamental aspect of health. Clinical Psychology Review 2010; 30:865–878
18. Purvanova RK, Muros JP. Gender differences in burnout: A meta-analysis. Journal of Vocational Behavior 2010; 77:168-185
19. Kumar S, Mellsop G. Burnout: gender aspects. InBurnout for experts: Prevention in the Context of Living and Working 2012; 99-117
20. Gago-Valiente FJ, Mendoza-Sierra MI, Moreno-Sánchez E, Arbinaga F, Segura-Camacho A. Emotional exhaustion, depersonalization, and mental health in nurses from Huelva: A cross-sectional study during the SARS-CoV-2 pandemic. International Journal Environmantal Research and Public Health 2021; 18:7860
21. Bakker AB, Demerouti E. Job demands–resources theory: taking stock and looking forward. Journal of Occupational Health Psychology 2017;22: 273
22. Schaufeli WB, Leiter MP, Maslach C. Burnout: 35 years of research and practice. Career Development International. 2009; 19; 14:204-220
23. Edú-Valsania S, Laguía A, Moriano JA. Burnout: A review of theory and measurement. International journal of environmental research and public health 2022; 19:1780
24. Körkkö M, Lutovac S, Korte SM. The sense of inadequacy and uncertainty arising from teacher work: Perspectives of pre-and in-service teachers. International Journal of Educational Research2024; 127
25. Schaufeli WB, Taris TW, van Rhenen W. Workaholism, burnout, and work engagement: Three of a kind or three different kinds of employee well-being? Appl Psychol 2008; 57:173–203
26. Garrosa E, Rainho C, Moreno-Jiménez B, Monteiro MJ. The relationship between job stress, burnout and engagement in a sample of nurses. European Journal Work Organization Psychology 2018; 27:46–55
27. Shanafelt TD, Dyrbye LN, West CP. Addressing Physician Burnout: The Way Forward. JAMA International Medicine 2017; 317:901–902
28. Morgantini LA, Naha U, Wang H, et al. Factors contributing to healthcare professional burnout during the COVID-19 pandemic: A rapid turnaround global survey. PLoS One 2020; 15:238317
29. Anser MK, Ali M, Anwar F, Usman M. Subjective Age and Job Satisfaction: A Moderated Mediation Model of Job Burnout and Chronological Age. Frontiers in Public Health 2020; 8:62
30. Santana Ferreira SM, Zaia V. Burnout, life satisfaction, and work-related quality of life among psychologists. Frontiers in Psychology2025; 16:1532333
31. Aronsson G, Theorell T, Grape T, Hammarström A, Hogstedt C, Marteinsdottir I, Skoog I, Träskman-Bendz L, Hall C. A systematic review including meta-analysis of work environment and burnout symptoms. BMC Public Health. 2017; 17:264
32. Lei M, Alam GM, Bashir K. The job performance and job burnout relationship: a panel data comparison of four groups of academics' job performance. Frontiers in Public Health 2025; 12:1460724
33. Salvagioni DA, Melanda FN, Mesas AE, González AD, Gabani FL, De Andrade SM. Physical, psychological and occupational consequences of job burnout: A systematic review of prospective studies. PloS one 2017; 12:185781

[Downloaded from payeshjournal.ir on 2026-11-22]