رویش روان شناسی، سال ۸ ، شماره۷ ، شماره پیاپی ۴۰، مهر ۱۳۹۸
Rooyesh-e-Ravanshenasi, 8(7), 2019

رابطه مطالبات و منابع شغلی با فرسودگی شغلی در پرستاران، نقش تعدیل‌کننده اهمال‌کاری

Job Demands-Resources and Burnout in Nurses: The Moderating Role of Procrastination

احمد شریفی
کارشناسی ارشد روان‌شناسی بالینی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران
دکتر محمدعلی بشارت (نویسنده مسئول)
استاد روان‌شناسی بالینی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران
دکتر شیما شکیبا
استادیار روان‌شناسی بالینی، دانشکده روان‌شناسی بالینی، دانشگاه علوم بهزیستی و توانبخشی

Ahmad Sharifi
M. A. in clinical psychology, Faculty of Psychology and Education, University of Tehran
Dr. Mohammad Ali Besharat *
Professor in clinical psychology, Faculty of Psychology and Education, University of Tehran
Dr. Shima Shakiba
Assistant Professor in clinical psychology, Department of Clinical Psychology, University of Social Welfare and Rehabilitation Sciences

چکیده

فرسودگی شغلی، سندرم استرس مرتبط با شغل است که به یکی از مشکلات مهم شاغلین حوزه بهداشت و سلامت تبدیل شده است. فرسودگی شغلی با کاهش بهزیستی شغلی و افزایش غیبت و بیماری‌های جسمانی مرتبط است. پرستاران به ویژه، به دلیل ویژگی‌های شغلی از قبیل: پیش‌بینی ناپذیری، محیط کاری شلوغ و تماس پیوسته با بیماری‌ها، آسیب‌ها و اتفاقات تروماتیک مختلف، نسبت به فرسودگی شغلی آسیب‌پذیرند. هدف از این پژوهش، بررسی نقش تعدیل‌کننده اهمال‌کاری در رابطه بین مطالبات و منابع شغلی با فرسودگی شغلی است. بدین منظور، تعداد ۱۵۲ نفر (۶۵ مرد، ۷۴ زن) از پرستاران شاغل در هفت بیمارستان مشهد، که به صورت در دسترس انتخاب شده بود، در این پژوهش شرکت کردند و به پرسشنامه محتوای شغلی (JCQ)، مقیاس فرسودگی شغلی ماسلاش (MBI-HSS)، و مقیاس اهمال‌کاری ناب (PPS) پاسخ دادند. نتایج پژوهش نشان داد که بین مطالبات شغلی با فرسودگی شغلی همبستگی مثبت معنادار وجود دارد. بین منابع شغلی با فرسودگی شغلی نیز همبستگی منفی معنادار یافت شد. این یافته‌ها حاکی از آن است که مطالبات شغلی در مزمن شدن استرس شغلی پرستاران نقش مثبت ایفا می‌کنند و منابع شغلی از آن‌ها در برابر فرسودگی شغلی محافظت می‌کند. همچنین نتایج نشان داد که اهمال‌کاری در رابطه بین بعضی از ابعاد منابع شغلی با احساس ناکارآمدی، نقش تعدیل‌کننده دارد. این یافته‌ها نشان می‌دهد که رابطه بین مطالبات و منابع شغلی با فرسودگی شغلی خطی نیست و مطالبات فردی مانند اهمال‌کاری در این رابطه نقش تعدیل‌کننده ایفا می‌کنند. درنظر گرفتن مطالبات فردی در مدل‌های فرسودگی شغلی می‌تواند به اصلاح و بهبود راهکارهای موجود برای پیشگیری از فرسودگی شغلی بیانجامد.

کلیدواژه‌ها: مطالبات و منابع شغلی، فرسودگی شغلی، اهمال‌کاری

Abstract

Burnout is a work-related stress syndrome that has become a significant problem among health care providers. Burnout is associated with a decrease in occupational well-being and an increase in absenteeism and illness. In particular, nurses are vulnerable to exhaustion because of their job characteristics, such as unpredictability, overcrowding and continuous exposure to a broad range of diseases, injuries and traumatic events. This study aims to investigate the moderating role of procrastination on the relation between job demands and resources with burnout. In this regard, 152 nurses (65 male, 74 female) from seven hospitals, which were selected based on convenience, in Mashhad have participated in this study. They completed the Job Content Questionnaire (JCQ), Maslach Burnout Inventory-Human Service Survey (MBI-HSS) and Pure Procrastination Scale (PPS). The results indicate a statistically significant positive correlation between job demands and MBI scales. Also, a statistically significant negative correlation was obtained between job resources and MBI scales. These findings indicate that job demands promote chronic stress in nurses, while job resources protect them from burnout. Procrastination was also found to moderate the relation between some job resources and ineffectiveness. These findings show that a simple linear relationship between job demands-resources with exhaustion does not exist, and suggest personal demands, such as procrastination, as a moderator in this relationship. Incorporating own requests in burnout models is expected to enhance the current burnout prevention strategies.

Keywords: Job demands-resources, Burnout, Procrastination.

نوع مقاله : پژوهشی **دریافت :** اسفند۹۷ **پذیرش: اردیبهشت۹۸** **ویرایش نهایی** : **شهریور۹۸**

Downloaded from frooyesh.ir at 12:17 +0330 on Friday February 7th 2020

Downloaded from frooyesh.ir at 12:17 +0330 on Friday February 7th 2020

مقدمه

فرسودگی شغلی[۱] سلامتی، ایمنی، رضایت و عملکرد شغلی پرستاران را تحت تاثیر قرار می‌دهد و به تبع آن، خطری برای سلامتی بیماران و مراجعین محسوب می‌شود (راجرز[۲]، ۲۰۰۸؛ لاشینگر و لیتر[۳]، ۲۰۰۶). مطابق با شناخته‌شده‌ترین تعریف ارائه شده برای فرسودگی شغلی، سه محور اصلی این نشانگان عبارتند از تحلیل‌رفتگی هیجانی[۴]، منفی‌گرایی[۵] و ناکارآمدی[۶] (ماسلاش، جکسون و لیتر[۷]، ۱۹۸۱). تحلیل‌رفتگی هیجانی بیانگر به کارگیری بیش از حد طولانی تمامی منابع و توانایی‌های فیزیکی و هیجانی فرد است؛ منفی‌گرایی بیانگر رابطه‌ای منفی، بی‌عاطفه و یا بیش از حد منفصل با جنبه‌های مختلف شغل است و ناکارآمدی بیانگر احساس بی‌کفایتی و خلاء موفقیت و بهره‌وری در شغل است (ماسلاش، جکسون و لیتر، ۱۹۹۶). رضایی، کرمی متین، حاجی‌زاده، سروش و نوری[۸] (۲۰۱۸) در یک مطالعه فراتحلیلی تمام اطلاعات موجود در ادبیات پژوهشی درباره نرخ فرسودگی شغلی پرستاران ایرانی را خلاصه و بررسی کردند. در این فراتحلیل، در نهایت شیوع تجمعی[۹] فرسودگی شغلی برای جامعه پرستاران در ایران، ۳۶٪ با دامنه ۲۰-۵۳٪ (سطح اطمینان ۹۵٪) بدست آمد. درصد بالای فرسودگی شغلی در جامعه پرستاران و یافته‌هایی که از تاثیر فرسودگی شغلی پرستاران بر ایمنی بیماران حکایت دارند، نشان‌دهنده ضرورت مطالعه مکانیسم‌هایی است که استرس شغلی پرستاران را مزمن می‌کنند. مدل مطالبات و منابع شغلی[۱۰] (JD-R) از موفق‌ترین نظریات در توصیف نحوه مزمن شدن استرس شغلی است (دمروتی، بکر، ناشرینر و شوفلی[۱۱]، ۲۰۰۱). در این نظریه، که به شکل گسترده مورد مطالعه قرار گرفته و تایید شده است (آلارکان[۱۲]، ۲۰۱۱؛ بروکلی، شوفلی، جنی، فولمن و بوئر[۱۳]، ۲۰۱۳؛ تیمز، بکر و درکس[۱۴]، ۲۰۱۳؛ نهرگنگ، مورگسون و هافمن[۱۵]، ۲۰۱۱)، کلیه شرایط محیط کار در دو گروه بزرگ: مطالبات شغلی و منابع شغلی قرار می‌گیرند. براساس این مدل، فرسودگی شغلی نتیجه دو فرآیند است: در فرآیند اول، جنبه‌های مطالبه‌گر شغل مانند حجم‌کاری بالا، فشار زمانی، ارتباط با مشتریان و محیط جسمانی مطالبه‌گر، شرایطی از فشار مداوم را ایجاد می‌کند که نهایتا به فرسودگی منجر می‌شود؛ در فرآیند دوم، نبودن و یا ناکافی بودن منابع شغلی مانند بازخورد، پاداش‌ها، کنترل شغلی، شرکت در تصمیم‌گیری‌ها، امنیت شغلی و حمایت سرپرست، انجام وظایف یا مطالبات شغلی را پیچیده کرده، رفتارهای اجتنابی و بی‌تعهدی به شغل را ایجاد می‌کند.

علاوه بر رابطه مطالبات و منابع شغلی با استرس شغلی، پژوهش‌های متعددی نشان داده‌اند که بین عوامل درونی‌تر و فردی‌تر مانند اهمال‌کاری با استرس شغلی نیز رابطه معنادار وجود دارد (شارما و کووار[۱۶]، ۲۰۱۳؛ فلیت، بلنکستاین و مارتین[۱۷]، ۱۹۹۵). اهمال‌کاری نوعی شکست در خودنظم‌بخشی است که با پیامدهای فردی و سازمانی متنوعی همراه است. مطالعات فراتحلیل نشان داده‌اند که اهمال‌کاری خصوصیتی نسبتا پایدار است که با عامل‌های شخصیت مانند وظیفه‌مداری[۱۸] (r =/۶۳)، خودناتوان‌سازی[۱۹] (r =/۴۶)، تکانش‌گری[۲۰] (r =/۴۱) و خودبسندگی[۲۱] (r = −/۳۸) در ارتباط است (استیل[۲۲]، ۲۰۰۷؛ ون‌ارد[۲۳]، ۲۰۰۳). بین تعدادی از این صفات شخصیتی با فرسودگی شغلی نیز رابطه معنادار یافت شده است (بکر، ون‌درزی، لوویگ و دولارد[۲۴]، ۲۰۰۶؛ بوهلر و لند[۲۵]، ۲۰۰۳). همچنین، مطالعات

[1]. burnout
[2]. Rogers, A. E.
[3]. Laschinger, H. K. S., & Leiter, M. P.
[4]. exhaustion
[5]. cynicism
[6]. ineffectiveness
[7]. Maslach, C., & Jackson, S. E., & Leiter, M. P.
[8]. Rezaei, S., Karami Matin, B., Hajizadeh, M., Soroush, A., & Nouri, B.
[9]. pooled prevalence
[10]. Job Demands-Resources Model (JD-R)
[11]. Demerouti, E., Bakker, A. B., Nachreiner, F., & Schaufeli, W. B.
[12]. Alarcon, G. M.
[13]. Brauchli, R., Schaufeli, W. B., Jenny, G. J., Füllemann, D., & Bauer, G. F.
[14]. Tims, M., Bakker, A. B., & Derks, D.
[15]. Nahrgang, J. D., Morgeson, F. P., & Hofmann, D. A.
[16]. Sharma, M., & Kaur, G.
[17]. Flett, G. L., Blankstein, K. R., & Martin, T. R.
[18]. conscientiousness
[19]. self-handicapping
[20]. impulsivity
[21]. self-efficacy
[22]. Steel, P.
[23]. Van Eerde, W.
[24]. Bakker, A. B., Van Der Zee, K. I., Lewig, K. A., & Dollard, M. F.
[25]. Bühler, K. E., & Land, T.

Downloaded from frooyesh.ir at 12:17 +0330 on Friday February 7th 2020

مختلف روی اهمال‌کاری نشان داده‌اند: اهمال‌کاران سطح بالاتری از استرس را تجربه می‌کنند، مشکلات سلامتی بیشتری دارند و عملکرد ضعیف‌تری از خود نشان می‌دهند (استیل، ۲۰۰۷؛ استیل، بروتن و ویمباخ[۱]، ۲۰۰۱؛ تیس و بامیستر[۲]، ۱۹۹۷). در این راستا، یکی از اتفاقاتی که در چند سال اخیر رخ داده است، معرفی دو مفهوم منابع فردی[۳] و مطالبات فردی[۴] در قالب مدل مطالبات و منابع شغلی است (سنتوپولو، بکر و فیشباخ[۵]، ۲۰۱۳؛ شوفلی و تاریس[۶]، ۲۰۱۴). منابع فردی جوانبی از خویشتن است که با تاب‌آوری و احساس فردی از توانایی خویش برای کنترل و تاثیرگذاری موفق بر محیط، مرتبط است (هابفول، جانسون، انیس و جکسون[۷]، ۲۰۰۳). مطالبات فردی، عوامل خطرساز فردی هستند که آسیب‌پذیری فرد نسبت به استرس شغلی را افزایش می‌دهند و فرسودگی شغلی را تسهیل می‌کنند. از این رو بنظر می‌رسد که اهمال‌کاری می‌تواند به عنوان نوعی مطالبه فردی، آسیب‌پذیری فرد نسبت به استرس شغلی را از طریق افزایش اثر مخرب مطالبات شغلی و کاهش اثر حفاظت‌کننده منابع شغلی بیشتر کرده، فرسودگی شغلی را تسهیل کند؛ فرضیه‌ای که صحت آن در پژوهش حاضر مورد بررسی واقع شده است.

روش

طرح پژوهش حاضر از نوع همبستگی و جامعه آماری مورد بررسی در این پژوهش، شامل کلیه پرستاران شاغل در بیمارستان‌های دولتی مشهد در استان خراسان رضوی است. کوهن، کوهن، وست و آیکن[۸] (۲۰۰۳؛ صفحات ۵۰ الی ۵۳)، روشی برای برآورد حجم نمونه در تحلیل رگرسیون سلسله مراتبی براساس پارامترهای توان آماری موردنیاز، سطح معناداری، تعداد متغیرهای پیش‌بین در مرحله اول و تعداد متغیرهای پیش‌بین که در مرحله دوم اضافه می‌شود، ارائه کرده‌اند. در این پژوهش تعداد متغیرهای پیش‌بین در مرحله اول ۸ عدد است که در مرحله دوم ۷ متغیر دیگر که اثرات تعاملی را دربرمی‌گیرند، به معادله پیش‌بین افزوده می‌شود. با فرض توان آماری ۰/۸ و سطح معناداری آماری ۰/۰۵، برآورد به‌دست آمده از حجم نمونه ۱۱۱ نفر است (ساپر[۹]، ۲۰۱۸).

جدول ۱) فراوانی و درصد شرکت‌کنندگان برحسب تحصیلات

تحصیلات	فراوانی (درصد)		
	مرد	زن	کل
دیپلم	۷ (۵)	۶ (۴)	۱۴ (۹)
لیسانس	۵۴ (۳۵)	۶۱ (۴۰)	۱۱۶ (۷۶)
فوق لیسانس	۴ (۳)	۵ (۳)	۹ (۶)
نامشخص	-	-	۱۳ (۹)

جدول ۲) میانگین و انحراف استاندارد سن و سابقه کار شرکت‌کنندگان

متغیر دموگرافیک	میانگین (±انحراف استاندارد)		
	مرد	زن	کل
سن	۳۲/۶ (۹/۰)	۳۴/۷ (۷/۹)	۳۳/۸ (۸/۴)
سابقه کار	۱۲/۷ (۷/۱)	۹/۵ (۷/۷)	۱۰/۹ (۷/۶)

نمونه پژوهش حاضر، متشکل از ۱۵۲ پرستار (۶۵ مرد، ۷۴ زن و ۱۳ نامشخص) از ۷ بیمارستان مشهد (۲۰ نفر (۱۳٪) از بیمارستان امام‌رضا (ع)، ۲۵ نفر (۱۶٪) از دارالشفاء امام‌رضا (ع)، ۱۵ نفر (۱۰٪) از بیمارستان قائم (عج)، ۲۱ نفر (۱۴٪) از بیمارستان شریعتی، ۳۸ نفر (۲۵٪) از بیمارستان ۱۷ شهریور، ۱۵ نفر (۱۰٪) از بیمارستان هاشمی‌نژاد، ۱۸ نفر (۱۲٪) از بیمارستان فارابی) است که در پژوهش حاضر شرکت کرده‌اند. انتخاب بیمارستان با روش نمونه‌گیری در دسترس و انتخاب پرستاران با روش نمونه‌گیری در دسترس و داوطلبانه انجام شده است. به شرکت‌کنندگان در مورد محرمانه بودن اطلاعات اطمینان داده شد و توضیح مختصری درباره نحوه پرکردن پرسشنامه داده

[1]. Steel, P., Brothen, T., & Wambach, C.
[2]. Tice, D. M., & Baumeister, R. F.
[3]. personal resources
[4]. personal demands
[5]. Xanthopoulou, D., Bakker, A. B., & Fischbach, A.
[6]. Schaufeli, W. B., & Taris, T. W.
[7]. Hobfoll, S. E., Johnson, R. J., Ennis, N., & Jackson, A. P.
[8]. Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S.
[9]. Soper, D.S.

Downloaded from frooyesh.ir at 12:17 +0330 on Friday February 7th 2020

شد؛ همچنین، برای کنترل اثر خستگی و تمرین، پرسشنامه ها در دو فرم متفاوت تنظیم شد. جدول ۱ و ۲، سایر اطلاعات دموگرافیک نمونه مورد بررسی را نشان می‌دهد.

ابزار سنجش

پرسشنامه محتوای شغلی[۱] (JCQ): پرسشنامه محتوای شغلی (JCQ؛ کاراسیک، بریسون، کاواکامی، هوتمن، بانگرز و همکاران[۲]، ۱۹۹۸) مجموعا ۵۳ گویه دارد. چهار زیرمقیاس: صلاحدید مهارتی[۳]، قدرت تصمیم‌گیری[۴]، حمایت سرپرست[۵] و حمایت همکاران[۶] ابعاد منابع شغلی را تشکیل می‌دهند و سه زیر مقیاس: مطالبات روان‌شناختی[۷]، ناامنی شغلی[۸] و مطالبات جسمانی[۹]، ابعاد مطالبات شغلی را تشکیل می‌دهند. ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه محتوای شغلی در پژوهش‌های متعدد بررسی و تأیید شده است (ادیمانسیا، روسلی، ناینگ و مازالیسا[۱۰]، ۲۰۰۶؛ دی آروژو و کاراسیک[۱۱]، ۲۰۰۸؛ کاراسیک و همکاران، ۱۹۹۸). در پژوهشی روی ۱۰۷ پرستار بیمارستان شیراز، ضرایب آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس‌های صلاحدید مهارتی، قدرت تصمیم‌گیری، مطالبات روان‌شناختی، ناامنی شغلی، حمایت سرپرست، حمایت همکاران و مطالبات جسمانی از نسخهٔ فارسی پرسشنامه محتوای شغلی، به‌ترتیب ۰/۵۹، ۰/۴۸، ۰/۵۸، ۰/۵۰ ، ۰/۹۰، ۰/۷۹ و ۰/۸۵ محاسبه شد که نشانهٔ همسانی درونی[۱۲] مناسب زیرمقیاس‌های این پرسشنامه است (چوبینه، قائم و احمدی‌نژاد[۱۳]، ۲۰۱۱). پایایی بازآزمایی[۱۴] زیرمقیاس‌های نسخهٔ فارسی پرسشنامه محتوای شغلی در یک نمونهٔ ۴۹۰ نفری در دو نوبت با فاصلهٔ چهار هفته‌ای از طریق آماره k[۱۵] بررسی شد. آماره k برای تمامی زیرمقیاس‌ها بین ۰/۲ تا ۰/۶ قرار داشت که نشان‌دهنده پایایی بازآزمایی نسبتا خوب است (طباطبائی، غفاری، پورنیک، قالیچی، تهرانی و همکاران[۱۶]، ۲۰۱۳). نتایج تحلیل عاملی تأییدی نیز وجود عامل‌های بیان شده را در نسخهٔ فارسی پرسشنامه محتوای شغلی تأیید کردند (طباطبائی و همکاران، ۲۰۱۳).

مقیاس فرسودگی شغلی ماسلاش-نسخه خدمات انسانی[۱۷] (MBI-HSS): مقیاس فرسودگی شغلی ماسلاش (MBI؛ ماسلاش و همکاران، ۱۹۹۶) یک آزمون ۲۲ سوالی است که از سه زیرمقیاس تحلیل‌رفتگی هیجانی، منفی‌گرایی و ناکارآمدی تشکیل شده است. شیوه پاسخ‌گویی آزمودنی‌ها از دستورالعمل فراوانی، هرگز (۰) تا هر روز (۶)، تبعیت می‌کند. ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس فرسودگی شغلی ماسلاش در پژوهش‌های متعدد بررسی و تأیید شده است (پگوسیان، آیکین و سلوان[۱۸]، ۲۰۰۹؛ لویرا، کانورسو و ویوتی[۱۹]، ۲۰۱۴؛ ماسلاش و همکاران، ۱۹۸۱، ۱۹۹۶). ضریب آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس‌های تحلیل‌رفتگی‌هیجانی، منفی‌گرایی و ناکارآمدی در نمونه‌های ایرانی به‌ترتیب در محدوده، ۰/۸۴ تا ۰/۸۸، ۰/۷۵ تا ۰/۹۰ و ۰/۷۴ تا ۰/۸۴ محاسبه شد، که نشان‌دهنده همسانی درونی نسخه فارسی این ابزار است (اکبری، غفارثمر، کیانی و اقتصادی، ۱۳۹۰؛ رستمی، عابدی، شفولی، احمدی و صادقی[۲۰]، ۲۰۱۴). ضریب همبستگی بین ۲۳۸ نفر از آزمودنی‌ها در دو نوبت با فاصله ۴ هفته محاسبه شد. این ضرایب برای تحلیل‌رفتگی‌هیجانی، منفی‌گرایی و ناکارآمدی به ترتیب $r=$ ۰/۸۹، $r=$ ۰/۸۴ و $r=$ ۰/۶۷ در سطح $p<$ ۰/۰۱ معنادار بود، که نشان از پایایی بازآزمون مناسب این مقیاس است (رستمی و همکاران، ۲۰۱۴). نتایج تحلیل عاملی تاییدی نیز با تعیین سه عامل: تحلیل‌رفتگی‌هیجانی، منفی‌گرایی و ناکارآمدی، روایی سازه این مقیاس را تایید کردند (اکبری و همکاران، ۱۳۹۰).

---

1. Job Content Questionnaire
2. Karasek, R., Brisson, C., Kawakami, N., Houtman, I., Bongers, P., et al.
3. skill dissertation
4. decision authority
5. supervisor support
6. coworker support
7. psychological demands
8. job insecurity
9. physical demands
10. Edimansyah, B. A., Rusli, B. N., Naing, L., & Mazalisah, M.
11. de Araújo, T. M., & Karasek, R.
12. internal consistency
13. Choobineh, A., Ghaem, H., & Ahmedinejad, P.
14. test-retest reliability
15. κ statistic
16. Tabatabaee, S. J., Ghaffari, M., Pournik, O., Ghalichi, L., Tehrani, A. Y., et al.
17. Maslach Burnout Inventory-Human Service Survey
18. Poghosyan, L., Aiken, L. H., & Sloane, D. M.
19. Loera, B., Converso, D., & Viotti, S.
20. Rostami, Z., Abedi, M. R., Schaufeli, W. B., Ahmadi, S. A., & Sadeghi, A. H.

Downloaded from frooyesh.ir at 12:17 +0330 on Friday February 7th 2020

مقیاس اهمال‌کاری ناب[1] (PPS): مقیاس اهمال‌کاری ناب (PPS؛ استیل، ۲۰۱۰) یک ابزار ۱۲ گویه‌ای با مقیاس ۵ درجه‌ای است. در این مقیاس، یک عامل کلی اهمال‌کاری با نمره‌ای بین ۱۲ تا ۶۰ محاسبه می‌شود؛ نمرات بالاتر نشان‌دهنده سطح بالاتری از اهمال‌کاری است. ویژگی‌های روانسنجی مقیاس اهمال‌کاری ناب در مطالعات بین‌المللی تایید شده است (استیل، ۲۰۱۰؛ روزنتال، فورسل، سون‌سون، فورستروم، اندرسون و همکاران[2]، ۲۰۱۴؛ سواردال[3]، ۲۰۱۷). استیل(۲۰۱۰)، همسانی درونی مقیاس اهمال‌کاری ناب را بر حسب آلفای کرونباخ ۰/۹۲ گزارش کرده است. در بررسی مقدماتی ویژگی‌های روانسنجی این مقیاس در نمونه‌هایی از دانشجویان و جمعیت عمومی ایرانی ($n = ۵۰۵$؛ ۲۳۱ دانشجو، ۲۷۴ عمومی)، ضرایب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس به‌ترتیب ۰/۸۹ و ۰/۹۳ محاسبه شد. این ضرایب، همسانی درونی مقیاس اهمالکاری ناب را تأیید می‌کند (بشارت، روستا و عطاری، ۱۳۹۵). روایی همگرا و افتراقی[4] مقیاس اهمالکاری ناب از طریق اجرای همزمان مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی تهران[5] (TMPS؛ بشارت، ۱۳۸۶)، مقیاس استحکام من[6] (ESS؛ بشارت و دیگران، ۱۳۹۵) و مقیاس سلامت روانی (MHI؛ بشارت، ۱۳۸۸) در مورد نمونه‌های مختلف از دو گروه دانشجویان و جمعیت عمومی محاسبه و تأیید شد. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی نیز با تعیین یک عامل کلی (اهمال‌کاری)، روایی سازهٔ مقیاس اهمال‌کاری ناب را تأیید کرد (بشارت و دیگران، ۱۳۹۵).

برای بررسی نقش تعدیل‌کننده بین متغیرها، از روش تحلیل رگرسیون چندگانه به شیوه سلسله مراتبی استفاده شده است. کلیه تحلیل‌ها و محاسبات آماری با استفاده از نرم‌افزار آماری متن‌باز آر[7] (نسخه: ۳/۴/۴) انجام شده است (تیم توسعه‌دهنده آر[8]، ۲۰۱۸).

یافته ها

ضرایب همبستگی پیرسون بین ابعاد فرسودگی شغلی با ابعاد مطالبات و منابع شغلی در جدول ۳ نشان داده شده است. مطابق این جدول، مطالبات شغلی شامل: مطالبات روان‌شناختی، مطالبات جسمانی و ناامنی شغلی با تحلیل‌رفتگی هیجانی همبستگی مثبت دارند و این همبستگی برای تمام مطالبات شغلی به جز مطالبات جسمانی در سطح $p <$ ۰/۰۰۱ معنادار است. همبستگی یافت شده بین تمام ابعاد مطالبات شغلی و منفی‌گرایی نیز مثبت و در سطح $p <$ ۰/۰۵ معنادار است. با این حال همبستگی بدست آمده از رابطه ناکارآمدی با هیچ یک از مطالبات شغلی معنادار نشد. این یافته‌ها نشان می‌دهد افزایش مطالبات شغلی پرستاران با افزایش معنادار تحلیل‌رفتگی هیجانی و منفی‌گرایی همراه است، اما افزایش مطالبات شغلی رابطه معناداری با افزایش احساس ناکارآمدی پرستاران نداشت. تمام ابعاد منابع شغلی شامل: صلاحدید مهارتی، قدرت تصمیم‌گیری، حمایت سرپرست و همکاران با تحلیل‌رفتگی هیجانی و احساس ناکارآمدی همبستگی منفی و معنادار دارند. بین ابعاد منابع شغلی با منفی‌گرایی نیز همبستگی منفی یافت شد که در تمام موارد به جز رابطه قدرت تصمیم‌گیری با منفی‌گرایی، از نظر آماری معنادار بود. این یافته‌ها نشان می‌دهد افزایش منابع شغلی پرستاران با کاهش معنادار تمام ابعاد فرسودگی شغلی همراه است؛ به عبارت دیگر، منابع شغلی نقش حفاظت‌کننده از پرستاران در برابر فرسودگی شغلی دارند.

جدول ۳) ضریب همبستگی پیرسیون بین ابعاد فرسودگی شغلی با ابعاد مطالبات و منابع شغلی

	صلاحدید مهارتی	قدرت تصمیم‌گیری	حمایت سرپرست	حمایت همکاران	مطالبات روان‌شناختی	مطالبات جسمانی	ناامنی شغلی
تحلیل‌رفتگی هیجانی	-۰/۲۲۲**	-۰/۱۷۶*	-۰/۳۵۶***	-۰/۲۳۵**	۰/۳۵۹***	۰/۱۳۴	۰/۲۶۵***
منفی‌گرایی	-۰/۲۳۷**	-۰/۰۵۹	-۰/۳۹۳***	-۰/۲۹۹***	۰/۱۹۷*	۰/۱۷۲*	۰/۱۸۴*
احساس ناکارآمدی	-۰/۲۷۷**	-۰/۲۴۰**	-۰/۱۷۹*	-۰/۳۰۰***	-۰/۱۴۹	۰/۰۴۲	۰/۱۴۲

*: $p <$ ۰/۰۵؛ **: $p <$ ۰/۰۱؛ ***: $p <$ ۰/۰۰۱.

[1]. Pure Procrastination Scale
[2]. Rozental, A., Forsell, E., Svensson, A., Forsström, D., Andersson, G., et al.
[3]. Svartdal, F.
[4]. convergent and discriminant validity
[5]. Tehran Multidimensional Perfectionism Scale (TMPS)
[6]. Ego Strength Scale (ESS)
[7]. R programming language and free software environment
[8]. R Core Team

Downloaded from frooyesh.ir at 12:17 +0330 on Friday February 7th 2020

برای بررسی نقش تعدیل‌کننده اهمال‌کاری در رابطه بین ابعاد مطالبات و منابع شغلی با هر یک از ابعاد فرسودگی شغلی، سه مدل درنظر گرفته شده که با استفاده از تحلیل رگرسیون سلسله مراتبی مقایسه شده‌اند. در مدل اول، معادله پیش‌بین شامل مطالبات و منابع شغلی (صلاحدیدمهارتی، قدرت‌تصمیم‌گیری، حمایت‌سرپرست، حمایت‌همکاران، مطالبات‌روان‌شناختی، مطالبات‌جسمانی، ناامنی‌شغلی) است. در مدل دوم، اهمال‌کاری به معادله پیش‌بین افزوده می‌شود. نهایتا در مدل سوم، اثرات تعاملی اهمال‌کاری با ابعاد مطالبات و منابع شغلی (اهمال‌کاری*صلاحدیدمهارتی، اهمال‌کاری*قدرت‌تصمیم‌گیری، اهمال‌کاری*حمایت‌سرپرست، اهمال‌کاری*حمایت‌همکاران، اهمال‌کاری*مطالبات‌روان‌شناختی، اهمال‌کاری*ناامنی‌شغلی، اهمال‌کاری*مطالبات‌جسمانی) به معادله پیش‌بین اضافه می‌شود.

جدول ۴، نتایج بدست آمده از تحلیل‌رگرسیون سلسله مراتبی را برای تحلیل‌رفتگی هیجانی نشان می‌دهد. مطابق با این جدول، ابعاد مطالبات و منابع شغلی ۲۵/۹٪ از واریانس تحلیل‌رفتگی هیجانی را تبیین می‌کند که در سطح $p <$ ۰/۰۰۱ معنادار است. در مدل دوم با اضافه شدن متغیر اهمال‌کاری به معادله پیش‌بین، ضریب تعیین از ۰/۲۵۹ به ۰/۳۷۴ افزایش یافت که این افزایش در سطح $p <$ ۰/۰۰۱ معنادار است. در مدل سوم، با ورود متغیرهای تعامل اهمال‌کاری با ابعاد مطالبات و منابع شغلی، ضریب تعیین از ۰/۳۷۴ به ۰/۳۸۷ افزایش یافت، ولی این افزایش از نظر آماری معنادار نبود. لذا اهمال‌کاری در رابطه ابعاد مطالبات و منابع شغلی با تحلیل‌رفتگی هیجانی، نقش تعدیل‌کننده ندارد اما پیش‌بین مهم تحلیل‌رفتگی هیجانی است.

جدول ۴) نتایج تحلیل رگرسیون سلسله مراتبی: نقش تعدیل‌کننده اهمال‌کاری در رابطه بین، ابعاد مطالبات و منابع شغلی با تحلیل‌رفتگی هیجانی

مدل	R	R^2	R^2 تعدیل‌شده	تغییرات R^2	تغییرات F	سطح معنی‌داری تغییرات F
۱	۰/۵۰۸	۰/۲۵۹	۰/۲۲۲	۰/۲۵۹	۷/۱۷۲	۰/۰۰۱
۲	۰/۶۱۲	۰/۳۷۴	۰/۳۳۹	۰/۱۱۶	۲۶/۵۰۴	۰/۰۰۱
۳	۰/۶۲۲	۰/۳۸۷	۰/۳۲۰	۰/۰۱۳	۰/۴۰۷	۰/۸۹۶

جدول ۵، نتایج بدست آمده از تحلیل‌رگرسیون سلسله مراتبی را برای منفی‌گرایی نشان می‌دهد. مطابق با این جدول، ابعاد مطالبات و منابع شغلی ۲۳/۵٪ از واریانس منفی‌گرایی را تبیین می‌کند که در سطح $p <$ ۰/۰۰۱ معنادار است. در مدل دوم با اضافه شدن متغیر اهمال‌کاری به معادله پیش‌بین، ضریب تعیین از ۰/۲۳۵ به ۰/۲۵۰ افزایش یافت که این افزایش در سطح $p <$ ۰/۱ معنادار است. در مدل سوم، با ورود متغیرهای تعاملی، ضریب تعیین از ۰/۲۵۰ به ۰/۲۹۰ افزایش یافت، ولی این افزایش از نظر آماری معنادار نشد. لذا اهمال‌کاری در رابطه ابعاد مطالبات و منابع شغلی با منفی‌گرایی، نقش تعدیل‌کننده ندارد اما پیش‌بین معنادار منفی‌گرایی است

جدول ۵) نتایج تحلیل رگرسیون سلسله مراتبی: نقش تعدیل‌کننده اهمال‌کاری در رابطه بین، ابعاد مطالبات و منابع شغلی با منفی‌گرایی

مدل	R	R^2	R^2 تعدیل‌شده	تغییرات R^2	تغییرات F	سطح معنی‌داری تغییرات F
۱	۰/۴۸۴	۰/۲۳۵	۰/۱۹۷	۰/۲۳۵	۶/۳۰۹	۰/۰۰۱
۲	۰/۵۰۰	۰/۲۵۰	۰/۲۰۸	۰/۰۱۵	۲/۸۶۲	۰/۰۹۳
۳	۰/۵۳۹	۰/۲۹۰	۰/۲۱۲	۰/۰۴۱	۲/۱۳۸	۰/۳۶۰

جدول ۶، نتایج بدست آمده از تحلیل‌رگرسیون سلسله مراتبی را برای ناکارآمدی نشان می‌دهد. مطابق این جدول، ابعاد مطالبات و منابع شغلی ۱۷/۶٪ از واریانس ناکارآمدی را تبیین می‌کند که در سطح $p <$ ۰/۰۰۱ معنادار است. در مدل دوم با اضافه شدن متغیر اهمال‌کاری به معادله پیش‌بین، ضریب تعیین از ۰/۱۷۶ به ۰/۱۷۷ افزایش یافت، اما این افزایش از نظر آماری معنادار نبود. در مدل سوم، با ورود متغیرهای تعامل اهمال‌کاری با ابعاد مطالبات و منابع شغلی، ضریب تعیین از ۰/۱۷۷ به ۰/۲۴۳ افزایش یافت که این افزایش از نظر آماری در سطح $p <$ ۰/۱ معنادار بود. لذا، اهمال‌کاری در رابطه ابعاد مطالبات و منابع شغلی با ناکارآمدی، نقش تعدیل‌کننده دارد.

Downloaded from frooyesh.ir at 12:17 +0330 on Friday February 7th 2020

جدول ۶) نتایج تحلیل رگرسیون سلسه مراتبی:نقش تعدیل‌کننده اهمال‌کاری در رابطه بین، ابعاد مطالبات و منابع شغلی با ناکارآمدی

مدل	R	R^2	R^2 تعدیل‌شده	تغییرات R^2	تغییرات F	سطح معنی‌داری تغییرات F
۱	۰/۴۲۰	۰/۱۷۶	۰/۱۳۶	۰/۱۷۶	۴/۴۰۳	۰/۰۰۰
۲	۰/۴۲۱	۰/۱۷۷	۰/۱۳۱	۰/۰۰۱	۰/۱۲۲	۰/۷۲۷
۳	۰/۴۹۳	۰/۲۴۳	۰/۱۶۰	۰/۰۶۶	۱/۷۰۳	۰/۱۰۰

جدول ۷، ضرایب بتا متغیرهای پیش‌بین منفی‌گرایی در مدل سوم را نشان می‌دهد. مطابق با این جدول، تعامل اهمال‌کاری با صلاحدید مهارتی، حمایت همکاران، صلاحدید مهارتی و مطالبات روان‌شناختی، به ترتیب قوی‌ترین پیش‌بین‌های ناکارآمدی در پرستاران بودند. مطابق با این جدول، ضریب بتا برای تعامل اهمال‌کاری با صلاحدید مهارتی معنادار است که نشان‌دهنده نقش تعدیل‌کننده اهمال‌کاری در رابطه بین صلاحدید مهارتی و ناکارآمدی است. همچنین، افزایش صلاحدید مهارتی عموما با کاهش ناکارآمدی همراه است (بتا منفی)، اما با معرفی اثر تعاملی اهمال‌کاری با صلاحدید مهارتی، ضریب بتا تغییر علامت می‌دهد (بتا مثبت). به عبارت دیگر، به صورت کلی، صلاحدید مهارتی با احساس ناکارآمدی شاغلین رابطه معکوس دارد اما در شاغلینی که اهمال‌کار هستند افزایش صلاحدید مهارتی با افزایش احساس ناکارآمدی همراه است.

جدول ۷) ضرایب رگرسیون استاندارد شده برای متغیرهای پیش‌بین ناکارآمدی در مدل سوم

متغیر مستقل	بتا	خطای استاندارد تخمین	t	p
صلاحدید مهارتی	-۰/۱۹۴	۰/۰۹۴	-۲/۰۶۵	۰/۰۴۱
قدرت تصمیم‌گیری	-۰/۱۱۴	۰/۰۸۹	-۱/۲۸۷	۰/۲۰۰
مطالبات روان‌شناختی	-۰/۱۸۳	۰/۰۸۴	-۲//۱۷۳	۰/۰۳۲
ناامنی شغلی	۰/۰۳۶	۰/۰۹۰	۰/۴۰۲	۰/۶۸۸
حمایت سرپرست	-۰/۰۱۶	۰/۰۹۴	-۰/۱۶۹	۰/۸۶۶
حمایت همکاران	-۰/۱۹۴	۰/۰۸۹	-۲/۱۸۵	۰/۰۳۱
مطالبات جسمانی	۰/۰۸۶	۰/۰۸۷	۰/۹۸۸	۰/۳۲۵
اهمال‌کاری	-۰/۰۸۵	۰/۰۸۲	-۱/۰۴۰	۰/۳۰۰
اهمال‌کاری *صلاحدید مهارتی	۰/۲۳۵	۰/۱۱۵	۲/۰۳۹	۰/۰۴۳
اهمال‌کاری * قدرت تصمیم‌گیری	-۰/۱۸۴	۰/۱۰۱	-۱/۸۲۰	۰/۰۷۱
اهمال‌کاری * مطالبات روان‌شناختی	۰/۰۷۴	۰/۰۸۷	۰/۸۵۱	۰/۳۹۶
اهمال‌کاری * ناامنی شغلی	-۰/۰۳۲	۰/۱۰۳	-۰/۳۰۹	۰/۷۵۸
اهمال‌کاری * حمایت سرپرست	۰/۰۷۳	۰/۱۱۲	۰/۶۵۵	۰/۵۱۴
اهمال‌کاری * حمایت همکاران	-۰/۱۰۹	۰/۰۹۵	-۱/۱۴۵	۰/۲۵۴
اهمال‌کاری * مطالبات جسمانی	۰/۱۲۸	۰/۰۸۴	۱/۵۱۱	۰/۱۳۳

بحث و نتیجه گیری

نتایج پژوهش نشان داد که بین مطالبات شغلی و ابعاد فرسودگی شغلی رابطه مثبت معنادار وجود دارد؛ همچنین، بین منابع شغلی با ابعاد فرسودگی شغلی رابطه منفی معنادار یافت شد. این یافته‌ها با نتایج پژوهش‌های پیشین (آلارکان، ۲۰۱۱؛ بروکلی و همکاران، ۲۰۱۳؛ نهرگنگ و همکاران، ۲۰۱۱) همسو است. با این حال، نتایج پژوهش نتوانتست بین ابعاد مطالبات شغلی با ناکارآمدی رابطه مثبت معنادار نشان دهد. این یافته احتمالا با نتایج پژوهش‌هایی که معتقدند نوع خاصی از مطالبات شغلی می‌تواند تعهد شغلی و احساس خودبسندگی را ارتقا دهد (بوزول، السن-بوچانان و لی‌پاین[1]، ۲۰۰۴؛ کاواناف، بوزول، رولینگ و بوودرو[2]، ۲۰۱۰)، همسو است. مطالباتی که از نظر شاغلین

[1]. Boswell, W. R., Olson-Buchanan, J. B., & LePine, M. A.
[2]. Cavanaugh, M. A., Boswell, W. R., Roehling, M. V., & Boudreau, J. W.

Downloaded from frooyesh.ir at 12:17 +0330 on Friday February 7th 2020

نوعی مانع، اذیت و آزار محسوب می‌شوند، با فرسودگی شغلی مرتبط‌اند، اما آن دسته از مطالبات که از نظر شاغلین چالش‌برانگیز هستند، تعهد شغلی و احساس خودبسندگی را ارتقا می‌دهند (کرافورد و همکاران، ۲۰۱۰). با توجه به اینکه در پرسشنامه محتوای شغلی، نقش چالش‌برانگیزی یا مانع‌تراشی ابعاد مطالبات شغلی درنظر گرفته نشده است؛ این مسئله می‌تواند یکی از تبیین‌های احتمالی برای عدم ارتباط ابعاد مطالبات شغلی با احساس ناکارآمدی در نتایج این پژوهش باشد.

نتایج پژوهش نشان داد که اهمال‌کاری در رابطه بین صلاحدید مهارتی، از ابعاد منابع شغلی، با ناکارآمدی از ابعاد فرسودگی شغلی، نقش تعدیل‌کننده ایفا می‌کند. این یافته‌ها ضمن تایید نتایج پژوهش‌های پیشین، مبنی بر رابطه منفی صلاحدید مهارتی با احساس ناکارآمدی (آلارکان، ۲۰۱۱؛ بروکلی و همکاران، ۲۰۱۳؛ کرافورد و همکاران، ۲۰۱۰؛ نهرگنگ و همکاران، ۲۰۱۱) نشان داد که تعامل اهمال‌کاری و صلاحدید مهارتی با ناکارآمدی رابطه مثبت دارد. مطابق این یافته، اهمال‌کاری از جنس مطالبات فردی است که جهت و شدت رابطه میان مطالبات و منابع شغلی با فرسودگی شغلی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. یکی از تبیین‌های اهمال‌کاری، احساس خودبسندگی است. تحقیق بر روی افکار خودآیند افراد اهمال‌کار نشان می‌دهد که محتوای افکار این افراد اغلب شامل عباراتی هستند که خودبسندگی پایین را نشان می‌دهد (روزنتال و کارل‌برینگ[1]، ۲۰۱۴). در همین راستا، نشان داده شده است که افراد اهمال‌کار گرایش دارند که انتقاد شدید از عملکرد ضعیفشان به دلیل اهمال‌کاری را ترجیح دهند؛ نفرت‌ازخود، محرک این گرایش بیان شده است (فراری، ۱۹۹۲). از این رو، برای تبیین این یافته‌ها، مبنی بر رابطه تعدیل‌کننده اهمال‌کاری در رابطه بین صلاحدید مهارتی و احساس ناکارآمدی می‌توان گفت: در مشاغلی که فرصت‌های زیادی برای رشد شخصی و استفاده از خلاقیت و مهارت‌های مختلف فراهم شده است، افراد در برابر رفتارهای اهمال‌کارانه، حملات شدیدتر به خودبسندگی و کارایی خود می‌کنند؛ لذا، احساس خودبسندگی و کارآمدی به جای افزایش در نتیجه فرصت‌های فراهم شده، کاهش می‌یابد. با توجه به اینکه اهمال‌کاری تنها یکی از عواملی است که موجب ضعف و یا ناکارآمدی در راهکارهای مقابله‌ای فرد هنگام مواجهه با استرس می‌شود، بررسی نقش سایر عوامل تاثیرگذار بر راهکارهای مقابله‌ای فرد مانند: ناگویی‌هیجانی[2]، سبک‌های اسنادی[3] و طرح‌واره‌های اولیه ناکارآمد[4] بسیار حائز اهمیت است.

در تفسیر و تعمیم نتایج ارائه شده باید توجه داشت که پژوهش حاضر از نوع مقطعی است، لذا امکان تعیین مقدم بودن اهمال‌کاری مشاهده شده بر ابعاد فرسودگی شغلی امکان‌پذیر نیست. از طرف دیگر، با توجه به استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس برای انتخاب پرستاران از بیمارستان‌های مشهد و محدود بودن حجم نمونه، در تعمیم نتایج به کل جامعه پرستاران باید جانب احتیاط رعایت شود. طولی بودن طرح پژوهش کمک می‌کند اهمال‌کاری مقدم بر فرسودگی شغلی و اهمال‌کاری که در نتیجه فرسودگی شغلی ایجاد می‌شود، از یکدیگر تفکیک شوند. جمع‌آوری داده از نمونه وسیع‌تری که شاخص جامعه مورد بررسی است قابلیت تعمیم نتایج پژوهش را افزایش یابد و نهایتا استفاده از ابزارهای متنوع جهت اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش خطای مربوط به سوگیری روش مشترک[5] را کاهش می‌دهد.

منابع

اکبری، ر.، غفارثمر، ر.، کیانی، غ. ر. و اقتصادی، ا. ر. (۱۳۹۰). اعتبار عاملی و ویژگیهای روانسنجی پرسشنامه فرسودگی شغلی ماسلاچ (نسخه فارسی). *فصلنامه دانش و تندرستی*، ۶(۳)، ۸-۱.

بشارت، م. ع. (۱۳۸۶). ساخت و اعتباریابی مقیاس کمالگرایی چندبعدی تهران. *پژوهشهای روانشناختی*، ۱۹، ۴۹-۶۷.

بشارت، م. ع. (۱۳۸۸). پایایی و روایی فرم ۲۸ سوالی مقیاس سلامت روانی در جمعیت ایرانی. *مجله علمی پزشکی قانونی*، ۵۴، ۸۷-۹۱.

بشارت، م. ع.، روستا، م. و عطاری، م. (۱۳۹۵). *ویژگیهای روانسنجی مقیاس اهمالکاری ناب*. گزارش پژوهشی. دانشگاه تهران.

Alarcon, G. M. (2011). A meta-analysis of burnout with job demands, resources, and attitudes. *Journal of Vocational Behavior*, *79*(2), 549-562.

Bakker, A. B., Van Der Zee, K. I., Lewig, K. A., & Dollard, M. F. (2006). The relationship between the big five personality factors and burnout: A study among volunteer counselors. *The Journal of social psychology*, *146*(1), 31-50.

[1]. Rozental, A., & Carlbring, P.
[2]. alexithymia
[3]. attributional styles
[4]. early maladaptive schemas
[5]. common-method bias

Downloaded from frooyesh.ir at 12:17 +0330 on Friday February 7th 2020

Boswell, W. R., Olson-Buchanan, J. B., & LePine, M. A. (2004). Relations between stress and work outcomes: The role of felt challenge, job control, and psychological strain. *Journal of Vocational Behavior, 64*(1), 165-181.

Brauchli, R., Schaufeli, W. B., Jenny, G. J., Füllemann, D., & Bauer, G. F. (2013). Disentangling stability and change in job resources, job demands, and employee well-being—A three-wave study on the Job-Demands Resources model. *Journal of Vocational Behavior, 83*(2), 117-129.

Bühler, K. E., & Land, T. (2003). Burnout and personality in intensive care: an empirical study. *Hospital topics, 81*(4), 5-12.

Cavanaugh, M. A., Boswell, W. R., Roehling, M. V., & Boudreau, J. W. (2000). An empirical examination of self-reported work stress among US managers. *Journal of applied psychology, 85*(1), 65-74.

Choobineh, A., Ghaem, H., & Ahmedinejad, P. (2011). Validity and reliability of the Persian [Farsi] version of the Job Content Questionnaire: a study among hospital nurses. *Eastern Mediterranean Health Journal, 17*(4), 335-341.

Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S. (2003). Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences (3rd ed.). Mahwah, NJ, US: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.

De Araújo, T. M., & Karasek, R. (2008). Validity and reliability of the job content questionnaire in formal and informal jobs in Brazil. *SJWEH Supplements, 6*(1), 52-59.

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.

Edimansyah, B. A., Rusli, B. N., Naing, L., & Mazalisah, M. (2006). Reliability and construct validity of the Malay version of the Job Content Questionnaire (JCQ). *Southeast Asian journal of tropical medicine and public health, 37*(2), 412-416.

Ferrari, J. R. (1992). Psychometric validation of two procrastination inventories for adults: Arousal and avoidance measures. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 14*(2), 97-110.

Ferrari, J. R. (2000). Procrastination and attention: Factor analysis of attention deficit, boredomness, intelligence, self-esteem, and task delay frequencies. *Journal of Social Behavior and Personality, 15*(5), 185-196.

Flett, G. L., Blankstein, K. R., & Martin, T. R. (1995). Procrastination, negative self-evaluation, and stress in depression and anxiety. In J. R. Ferrari, J. L. Johnson, W. G. McCown, & W. G. McCown (Eds.), *Procrastination and task avoidance: Theory, research, and treatment.* (pp. 137-167). New York: Springer.

Hammer, C. A., & Ferrari, J. R. (2002). Differential incidence of procrastination between blue and white-collar workers. *Current Psychology, 21*(4), 333-338.

Hobfoll, S. E. (1989). Conservation of resources: A new attempt at conceptualizing stress. *American psychologist, 44*(3), 513-524.

Hobfoll, S. E., Johnson, R. J., Ennis, N., & Jackson, A. P. (2003). Resource loss, resource gain, and emotional outcomes among inner city women. *Journal of personality and social psychology, 84*(3), 632-643.

Karasek, R., Brisson, C., Kawakami, N., Houtman, I., Bongers, P., & Amick, B. (1998). The Job Content Questionnaire (JCQ): an instrument for internationally comparative assessments of psychosocial job characteristics. *Journal of occupational health psychology, 3*(4), 322-355.

Laschinger, H. K. S., & Leiter, M. P. (2006). The impact of nursing work environments on patient safety outcomes: the mediating role of burnout/engagement. *Journal of Nursing Administration, 36*(5), 259-267.

Loera, B., Converso, D., & Viotti, S. (2014). Evaluating the psychometric properties of the maslach burnout inventory-human services survey (MBI-HSS) among italian nurses: how many factors must a researcher consider?. *PLoS One, 9*(12), e114987.

Maslach, C., Jackson, S. E., & Leiter, M. P. (1981). *Maslach Burnout Inventory: MBI*. Palo Alto, CA: Consulting psychologists press.

Maslach, C., Jackson, S. E., & Leiter, M. P. (1996). *MBI: Maslach burnout inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.

Nahrgang, J. D., Morgeson, F. P., & Hofmann, D. A. (2011). Safety at work: a meta-analytic investigation of the link between job demands, job resources, burnout, engagement, and safety outcomes. *Journal of Applied Psychology, 96*(1), 71-94.

Poghosyan, L., Aiken, L. H., & Sloane, D. M. (2009). Factor structure of the Maslach burnout inventory: an analysis of data from large scale cross-sectional surveys of nurses from eight countries. *International journal of nursing studies, 46*(7), 894-902.

R Core Team (2018). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Retrieved from: https://www.R-project.org/.

Rezaei, S., Karami Matin, B., Hajizadeh, M., Soroush, A., & Nouri, B. (2018). Prevalence of burnout among nurses in Iran: a systematic review and meta-analysis. *International nursing review*. Advance online publication.

Rogers, A. E. (2008). The effects of fatigue and sleepiness on nurse performance and patient safety. In R. Hughes (Ed.), *Patient safety and quality: An evidence-based handbook for nurses* (Vol. 3, pp. 509-545): Agency for Healthcare Research and Quality Rockville.

Rostami, Z., Abedi, M. R., Schaufeli, W. B., Ahmadi, S. A., & Sadeghi, A. H. (2014). The Psychometric Characteristics of Maslach Burnout Inventory Student Survey: A Study Students of Isfahan University. *Zahedan Journal of Research in Medical Sciences, 16*(9), 55-58.

Rozental, A., & Carlbring, P. (2014). Understanding and treating procrastination: a review of a common self-regulatory failure. *Psychology, 5*(13), 1488-1502.

Rozental, A., Forsell, E., Svensson, A., Forsström, D., Andersson, G., & Carlbring, P. (2014). Psychometric evaluation of the Swedish version of the pure procrastination scale, the irrational procrastination scale, and the susceptibility to temptation scale in a clinical population. *BMC psychology*, *2*(1), 54-66.

Schaufeli, W. B., & Taris, T. W. (2014). A critical review of the job demands-resources model: Implications for improving work and health. In G. F. Bauer & O. Hämmig (Eds.), *Bridging occupational, organizational and public health: A transdisciplinary approach* (pp. 43-68). New York, NY, US: Springer.

Sharma, M., & Kaur, G. (2013). Occupational Self-Efficiency and Procrastination as Predictors of Occupational Stress among Female Lecturers. *Journal of Psychosocial Research*, *8*(2), 275-285.

Soper, D.S. (2018). A-priori Sample Size Calculator for Hierarchical Multiple Regression [Software]. Retrieved from www.danielsoper.com/statcalc/calculator.aspx?id=16

Steel, P. (2007). The nature of procrastination: A meta-analytic and theoretical review of quintessential self-regulatory failure. *Psychological bulletin*, *133*(1), 65-94.

Steel, P. (2010). Arousal, avoidant and decisional procrastinators: Do they exist? *Personality and Individual Differences*, *48*(8), 926-934.

Steel, P., Brothen, T., & Wambach, C. (2001). Procrastination and personality, performance, and mood. *Personality and individual differences*, *30*(1), 95-106.

Svartdal, F. (2017). Measuring procrastination: Psychometric properties of the Norwegian versions of the Irrational Procrastination Scale (IPS) and the Pure Procrastination Scale (PPS). *Scandinavian Journal of Educational Research*, *61*(1), 18-30.

Tabatabaee, S. J., Ghaffari, M., Pournik, O., Ghalichi, L., Tehrani, A. Y., & Motevalian, S. A. (2013). Reliability and validity of Persian version of job content questionnaire in health care workers in Iran. *The international journal of occupational and environmental medicine*, *4*(2), 96-101.

Tice, D. M., & Baumeister, R. F. (1997). Longitudinal study of procrastination, performance, stress, and health: The costs and benefits of dawdling. *Psychological Science*, *8*(6), 454-458.

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), 230-240.

Van Eerde, W. (2003). A meta-analytically derived nomological network of procrastination. *Personality and individual differences*, *35*(6), 1401-1418.

Xanthopoulou, D., Bakker, A. B., & Fischbach, A. (2013). Work engagement among employees facing emotional demands: The role of personal resources. *Journal of Personnel Psychology*, *12*(2), 74.

Downloaded from frooyesh.ir at 12:17 +0330 on Friday February 7th 2020

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی