مطالعات مدیریت و رهبری در سازمان‌های آموزشی
دورهٔ ۲ / شمارهٔ ۲ (پیاپی ۶)/ تابستان ۱۴۰۱
صفحه ۰۱ تا ۱۴

بررسی رابطه ناامنی شغلی رهبران و رهبری تحول‌آفرین با نقش میانجی خستگی عاطفی و تعدیل‌کنندگی ذهن‌آگاهی

سمیه شادمهری
دانشجوی دکترا، گروه مدیریت دولتی، واحد بجنورد، دانشگاه آزاد اسلامی، بجنورد، ایران

وحید میرزایی
استادیار، گروه مدیریت دولتی، واحد بجنورد، دانشگاه آزاد اسلامی، بجنورد، ایران (نویسنده مسئول)
dr_mirzaei@bojnourdiau.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۲/۲۳

چکیده
این پژوهش باهدف بررسی رابطه بین ناامنی شغلی با رفتار رهبری تحول‌آفرین با میانجیگری خستگی عاطفی و تعدیل‌کنندگی ذهن‌آگاهی انجام شد. جامعه آماری پژوهش کارکنان و مدیران دانشگاه پیام نور بود. با توجه به حجم جامعه، با استفاده از فرمول کوکران و روش نمونه‌گیری تصادفی ساده ۱۰۴ نفر به‌عنوان حجم نمونه انتخاب شدند. برای جمع‌آوری داده‌ها از پرسش‌نامه ناامنی شغلی نیسی (۱۳۷۹)، پرسش‌نامه خستگی عاطفی مزلچ (۱۹۸۶)، مقیاس ذهن‌آگاهی براون و رایان (۲۰۰۳) و پرسش‌نامه رهبری تحول‌آفرین باس و آولیو (۲۰۰۰) استفاده‌شده. روایی پرسش‌نامه توسط متخصصان مورد تأیید و سنجش پایایی از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد. میزان آلفای کرونباخ امنیت شغلی، خستگی عاطفی، رهبری تحول‌گرا و ذهن‌آگاهی به ترتیب ۰/۹۲۲، ۰/۸۲۸، ۰/۹۷۲ و ۰/۹۲۸ گزارش شد. برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها نیز از بخش توصیفی (فراوانی و درصد) و استنباطی (کولموگروف - اسمیرنوف و روش معادلات ساختاری با رویکرد روش حداقل مربعات جزئی) از طریق نرم‌افزار Amos استفاده شد. نتایج پژوهش نشان داد بین ناامنی شغلی رهبران و خستگی عاطفی رابطه معناداری وجود دارد، همچنین نشان داد خستگی عاطفی رابطه ناامنی شغلی و رهبری تحول‌گرا را میانجیگری می‌نماید؛ علاوه بر این نتایج نشان داد ذهن‌آگاهی رابطه ناامنی شغلی و خستگی عاطفی را تعدیل گری می‌نماید.

واژه‌های کلیدی: رهبری تحول‌آفرین، خستگی عاطفی، ذهن‌آگاهی، ناامنی شغلی.

۱- مقدمه

امروزه رهبری مؤثر به‌عنوان یک اصل بی‌بدیل برای موفقیت سازمانی شناخته‌شده است. وان دیک[1] و همکاران (۲۰۰۴) معتقدند سبک رهبری به‌عنوان یک عامل تسهیل‌کننده و برانگیزاننده کارکنان به‌طور مستقیم و غیرمستقیم بر بازده کاری سازمان تأثیر می‌گذارد و ازآنجاکه محیط سازمان‌ها پویاتر از قبل شده سازمان‌ها برای رسیدن به موفقیت باید به سمت تحول حرکت نمایند (سلطانی و درودی، ۱۴۰۰). رهبری یک مؤلفه مهم است که بر محیط کار و نحوه درک کارکنان از کار خود تأثیر می‌گذارد. به‌طور خاص رفتارهای رهبری تحول‌آفرین[2] مانند تحریک فکری و توجه فردی ممکن است فضای سازمانی حمایتی ایجاد کند که سطح بالای مشارکت کاری را تحریک می‌کند و انگیزه داخلی پیروان را افزایش می‌دهد (آمور و واسکوئز و فاینا[3]، ۲۰۱۹). یکی از سبک‌های رهبری که به‌شدت سازمان‌ها را در ایجاد سرمایه فکری و به‌تبع آن دستیابی به مزیت رقابتی یاری می‌رساند سبک رهبری تحول‌آفرینی مدیران است. رهبران تحول‌گرا با توانمندسازی کارکنان و حمایت از آنان، اعتماد را در میان کارکنان تقویت می‌کنند که موجب بهبود رفتار نوآورانه شده و پتانسیل کافی را برای تأثیر بر سرمایه انسانی و به‌تبع آن بهبود عملکرد به همراه خواهد داشت (اکرامی کیوج و دیگران، ۱۳۹۹).

رهبری تحول‌آفرین سیستم تغییر و دگرگونی افراد است. مطالعات گذشته نشان داده‌اند تأثیر معناداری بین رهبری تحول‌آفرین با عملکرد کاری افراد وجود داشته است (الیانا و موزاکی[4]، ۲۰۱۹). نتایج مطالعات که به روش‌های گوناگون انجام‌گرفته است، نشان داده سبک رهبری می‌تواند بر فرهنگ سازمان، فرایند تصمیم‌گیری و درنتیجه اثربخشی سازمان تأثیرگذار باشد (صمدی میارکلائی و دیگران، ۱۳۹۵). رهبری تحول‌آفرین بخشی از پارادایم جدید رهبری است و بیان‌کننده فرایندی است که افراد را متحول می‌کند و با ارزش‌ها و خصیصه‌های اخلاقی و اهداف بلندمدت ارتباط دارد. رهبری تحول‌آفرین به بسط و گسترش ایده‌های جدید کمک می‌کند. وجود رهبری تحول‌آفرین می‌تواند در ایجاد و توسعه یک سازمان یادگیرنده بسیار مؤثر باشد. همچنین رهبری تحول‌آفرین بر توسعه تعهد و انگیزش پیروان تمرکز دارد (زارعی متین، ۱۳۹۳). نظریه رهبری تحول‌آفرین ریشه در کارهای برنز[5] دارد. برنز (۱۹۷۸)، رهبری تحول‌آفرین را عامل انگیزه دادن به پیروان از طریق جذاب کردن آرمان‌های بالاتر و ارزش‌های اخلاقی تعریف کرد. داکت و مک‌فارلین[6] (۲۰۰۳) برای رهبری تحول‌آفرین چهار بعد در نظر گرفتند. ملاحظات فردی[7]، الهام[8]، تحریک عقلانی[9] و کاریزما[10]. رهبران تحول‌گرا پیروان خود را الهام می‌بخشند، می‌توانند به آن‌ها روحیه دهند و در مسیری هدایتشان کنند که منافع سازمان تأمین شود. آنان موجب می‌شوند زیردستان با روحیه‌ای بسیار بالا کارکرده و بدین‌وسیله اثراتی عمیق بر سازمان بگذارند (جلیلیان و دیگران، ۱۳۸۹). باس و آوولیو[11] (۱۹۹۳)، رهبری تحول‌آفرین را رهبری تعریف کرده‌اند که علاقه‌ای را میان همکاران و پیروان خود برمی‌انگیزد تا کارشان را از یک دیدگاه جدید نگاه کنند. رهبر تحول‌گرا از رسالت و بینش سازمان آگاهی ایجاد می‌کند و همکاران و پیروان را برای سطوح بالاتر توانایی و پتانسیل توسعه می‌دهد. علاوه بر این همکاران و پیروان را تحریک می‌کند که فراسوی منافع خودشان به منافعی توجه کنند که به گروه بهره برساند. (جلیلیان و دیگران، ۱۳۸۹). نظر به نقش مؤثر رهبری تحول‌آفرین در نیل سازمان به بهره‌وری، بررسی نقش عواملی که تضعیف‌کننده این نقش مهم هستند ضروری به نظر می‌رسد. باتوجه‌به محیط پرشتاب و رقابتی کنونی و تغییرات اجتناب‌ناپذیری که در محیط کار با آن مواجه هستیم و همچنین هزینه هایی که ناامنی شغلی[12] به‌عنوان یک عامل استرس‌زای مهم شغلی می‌تواند به سازمان تحمیل کند، بررسی نقش ناامنی شغلی و میزان آسیب‌پذیری سلامت کارکنان باتوجه‌به عوامل شخصیتی ضروری به نظر می‌رسد. محققان به دو جنبه شناختی (ازدست‌دادن شغل) و عاطفی (احساسات مرتبط با ازدست‌دادن شغل) ناامنی شغلی به‌عنوان دو بعد جداگانه توجه داشته‌اند. ناامنی در مورد خود شغل یا ویژگی‌های آن دارای دو بعد است: کمی و کیفی. تحقیقات دوایت[13] (۲۰۱۰) و اسورک[14] و همکاران (۲۰۰۲) نشان می‌دهد که هر دو بعد ناامنی کیفی و کمی به طور مثبت با مشکلات سلامت ذهنی (مثل اضطراب و خستگی عاطفی) و سلامت فیزیکی (مانند اختلالات خواب و افزایش فشارخون) مرتبط است (صحت و میرزایی، ۱۳۹۷).

ناامنی شغلی به‌عنوان یک تهدید ادراک شده برای ادامه کار یا برخی از ویژگی‌های مهم شغل تلقی می‌گردد که موجب ایجاد یک حس عدم امنیت در میان مستخدمان می‌شود. هرچند عده-

[1] Van Dick
[2] Transformational Leadership
[3] Amore & Vasquez & Faina
[4] Elyana & Muzakki
[5] Burns
[6] Duckett & Macfarlane
[7] Individualized consideration
[8] Inspiration
[9] Intellectual stimulation
[10] Charisma
[11] Bass & Avolio
[12] Job Insecurity
[13] De Witte
[14] Sverke

ای معتقدند ناامنی شغلی غیرواقعی است و در حقیقت یک گردش‌کار و تصدی شغلی جدید اتفاق افتاده است؛ ولی با پیشرفت تکنولوژی و تخصصی شدن کارها، رقابتی شدن مشاغل و همچنین اقتصاد ناپایدار، ناامنی شغلی معضلی فراگیر است که دارای پیامدهایی از قبیل سرخوردگی و استرس شغلی و در نهایت کاهش بهره‌وری است (رضازاده، ۲۰۱۷). علاوه بر اخراج به دلیل عدم نیاز، عدم‌حمایت‌های قانونی و قوانین ناکارآمد هم می‌تواند از دلایل اصلی ناامنی شغلی در محیط کار باشد. امنیت شغلی باعث می‌شود فرد کارهای خود را بدون استرس و اضطراب انجام داده و رفتارهای متناسب با اصول جامعه و اخلاقی از خود نشان دهد. ناامنی شغلی با فرسودگی شغلی و عدم رضایت شغلی ارتباط تنگاتنگ دارد و این دو پارامتر موجب خستگی عاطفی می‌شود (رحیمی کلور و کاظم‌زاده، ۱۳۹۷). درحالی‌که ناامنی شغلی تأثیرات منفی گسترده‌ای بر نگرش و رفتار شغلی کارکنان دارد، دانشمندان هنوز درباره اثر آن بر رهبری نظریات محدودی ارائه داده‌اند. اینکه چگونه رهبران سازمان به ناامنی شغلی واکنش نشان می‌دهند، پیامدهای قابل‌توجهی برای کار و سازمان دارد چراکه رهبران نقش حیاتی را در سازمان ایفا می‌کنند. اگر رهبران نتوانند ناامنی شغلی را به‌خوبی مدیریت کنند، پیروان، تیم‌های کاری و یا حتی کل سازمان تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد. به‌ویژه در محیط‌های پویا، نیاز است که رهبران، انتظارات را مدیریت کنند و پیروان را برای عدم‌قطعیت‌های مختلف برانگیزانند (کیان و دیگران، ۲۰۲۰). لی و جو[1] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای یافتند که ناامنی شغلی به‌احتمال زیاد باعث سوءاستفاده نظارتی می‌شود و شواهد اولیه‌ای را در مورد تأثیر منفی ناامنی شغلی بر رفتارهای رهبری ارائه دادند. رفتار رهبری تحول‌آفرین پیچیده و نیازمند مصرف منابع است. برای مثال رهبران نیاز دارند تا احساسات را تنظیم کنند و اشتیاق را برای انتقال مؤثر چشم‌اندازهای سازمانی به پیروان حفظ کنند (به‌عنوان‌مثال انگیزه الهام‌بخش). به‌این‌ترتیب رهبران باید کنترل، توجه و منابع بیشتر را برای تشویق کارمندان در راستای به چالش کشیدن وضعیت موجود وقف کنند (ونوس[2]،۲۰۱۳)؛ لذا رهبرانِ مواجه با ناامنی شغلی نگران ازدست‌دادن شرایط کاری‌شان هستند و تلاش خواهند کرد زمانی که با پیروانشان تعامل می‌کنند منابعشان را با درگیرشدن در رهبری تحول‌آفرین حفظ کنند. براین‌اساس می‌توان فرض نمود که رهبران با ناامنی شغلی احتمال کمتری دارد که رفتار رهبری تحول‌آفرین داشته باشند (کیان و دیگران، ۲۰۲۰). در این پژوهش از تئوری حفاظت از منابع[3] (هابفول[4]، ۱۹۸۹ و ۲۰۰۱) برای بررسی اثر عدم امنیت شغلی بر رهبری تحول آفرین استفاده شده است. نظریه حفاظت از منابع به همراه نظریه پیش‌گام لازاروس و فولکمن[5] (۱۹۸۴) به یکی از دو نظریه پیشرو استرس و تروما در بیست سال گذشته تبدیل شده است. این نظریه بر عناصر عینی تهدید و زیان و ارزیابی‌های مشترک توسط افراد با فرهنگ و زیست شناسی مشترک تأکید می‌کند. اگرچه نظریه فوق در ابتدا برای تمرکز بر استرس اصلی و آسیب‌زا فرموله شده اما نظریه حفاظت از منابع به یک نظریه اصلی درزمینهٔ فرسودگی شغلی و حوزه نوظهور روان‌شناسی مثبت تبدیل‌شده است. (هابفول،۲۰۱۰).

تئوری حفاظت از منابع چارچوبی را ارائه می‌دهد که در آن پاسخ به استرس را درک می‌کنیم و پیشنهاد می‌کنیم استرس ناشی از شرایط تهدید یا حقیقت از دست‌دادن منابع باارزش است. این میل به دفاع، حفظ و به دست آوردن این منابع ارزشمند است که رفتار انسان را در مواجهه با استرس تحریک می‌کند (کوپر و کمپبل،۲۰۱۷). الگوی حفظ منابع هابفول به‌عنوان چارچوبی برای یکپارچه کردن پدیده‌ها در پیشینه رفتار روانی بیان شده است و به‌عنوان یک نظریه راهنما جهت تبیین پیشایندها و پیامدهای فرسودگی شغلی بکار می‌رود. اصل اساسی تئوری حفظ منابع این است که مردم برای محافظت و نگهداشت منابع شخصی‌شان تلاش می‌کنند. به‌طورکلی افراد زمانی که منابعشان را از دست می‌دهند، یا با امکان ازدست‌دادن منابع مواجه می‌شوند و یا موفق به کسب منافع بعد از سرمایه‌گذاری منابع نمی‌شوند، استرس را تجربه می‌کنند. طبق نظریه حفظ منابع افرادی که منابعشان تهی می‌شود تمایل به اتخاذ موضع دفاعی برای حفظ منابع یا جلوگیری از اتلاف بیشتر منابع دارند. مطابق با تئوری حفظ منابع اتلاف منابع استرس‌زاست و افراد باید منابع بیشتری را برای جبران اتلاف منابع خود سرمایه‌گذاری کنند که بدین ترتیب اتلاف منابع اولیه باعث تلفات بیشتر می‌شود (هابفول، ۲۰۰۱). به طور خاص احتمال ازدست‌دادن شغل یا ویژگی‌های شغلی منجر به فشار بر فرد می‌شود و نگرانی مداوم در مورد این مسائل باعث مصرف بیشتر منابع محدود خواهد شد، در نتیجه افراد منابع کافی برای فهم، پیش‌بینی و کنترل شرایط شغلی ندارند. مطابق با این نظریه، ناامنی شغلی منابع رهبران را مصرف می‌کند و منجر به افزایش فرسودگی عاطفی می‌گردد. ازآنجاکه ناامنی شغلی مستلزم کاهش احتمالی اشتغال مستمر یا ویژگی‌های شغلی مطلوب و

[1] Li & Ju
[2] Venus
[3] Conservation Of Resources (COR)
[4] Hobfoll
[5] Lazarus & Folkman

کاهش دسترسی به منابع اجتماعی در محل کار است؛ نگرانی دائم در مورد تهدید امنیت شغلی مقدار قابل‌توجهی از انرژی و احساسات کارکنان را از بین می‌برد. رهبران ناامن شغلی منابع کافی برای مشارکت در رفتار رهبری تحول‌آفرین ندارند به‌طوری‌که اولویت را به حفاظت از منابع باقیمانده‌شان و جلوگیری از اتلاف بیشتر منابع می‌دهند (کیان و دیگران،۲۰۲۰). برخی محققان ارتباط منفی بین ناامنی شغلی و خستگی عاطفی را در میان پیروان از طریق تئوری حفظ منابع و تئوری تبادل اجتماعی[1] گزارش کرده‌اند (وندر[2]،۲۰۱۴؛ پیکولی و دوایت[3]، ۲۰۱۱)؛ بنابراین انتظار می‌رود ناامنی شغلی رهبران با خستگی عاطفی آنان مرتبط باشد. مطالعات قبلی نشان داده‌اند افرادی که خستگی عاطفی را تجربه می‌کنند در سطوح پایین‌تری از اشتراک دانش (لی[4]، ۲۰۱۸)، عملکرد شغلی (جانسون[5]، ۲۰۱۰) و رفتار شهروندی سازمانی بین‌فردی (تروگاکوس[6]، ۲۰۱۵) درگیرند (کیان و دیگران، ۲۰۲۰). خستگی عاطفی[7] به معنی تحلیل رفتن انرژی یا منابع عاطفی هیجانی است که برای فهم فرایند فرسودگی شغلی در نظر گرفته می‌شود (ارشدی و دیگران، ۱۳۹۲). تنیدگی و فشارهای عصبی شدید ناشی از ماهیت، نوع یا وضعیت نامناسب کار به پیدایش حالتی در کارکنان منجر می‌شود که "فرسودگی" نام دارد. در این حالت کار ماهیت خود را از دست می‌دهد. قربانیان فرسودگی به طور تحت‌اللفظی در کار ناتوان می‌شوند، مهارت‌های کاری آنان دست‌نخورده باقی می‌ماند و انگیزش در آنان خاموش می‌شود. ازآنجایی‌که خستگی عاطفی پیامدهای شدیدی روی سلامتی فرد دارد و اغلب به‌عنوان بعد مرکزی فرسودگی در نظر گرفته می‌شود؛ پژوهشگران روی خستگی عاطفی به‌عنوان عامل فرسودگی متمرکز شده‌اند. خستگی عاطفی با احساس فرد که منابع عاطفی‌اش تخلیه شده و فاقد انرژی است شناخته می‌شود و با عملکرد شغلی مرتبط است (سلاجقه تذرجی و بحرینی زاده، ۱۳۹۸). ژانگ[8] و همکارانش (۲۰۲۰)، ارتباط بین امنیت شغلی پرستاران و خستگی عاطفی آنان را اثبات کردند و نشان دادند پشتیبانی سرپرست روابط بین رفتار پرستار و خستگی عاطفی را تعدیل می‌کند. در پژوهش انجام شده توسط یو[9] و همکارانش (۲۰۲۱)، ثابت شد ناامنی شغلی می‌تواند بر رفتار فرانقشی کارکنان تأثیر منفی بگذارد و در این میان احساسات منفی نقش واسطه‌ای را بین ناامنی شغلی و رفتار فرانقش بازی می‌کند. در تحقیقاتی دیگر در خصوص اثرات ناامنی شغلی مندعلی‌زاده (۱۳۹۸)، اثر ناامنی شغلی بر قصد ترک شغل و همچنین استانکویکو[10] (۲۰۲۱)، تأثیر منفی عدم امنیت شغلی بر میزان شادی کارکنان را مورد تأیید قرار دادند. بنا بر یافته‌ها و مطالعاتی که مرور شد انتظار داریم ناامنی شغلی از طریق ایجاد خستگی عاطفی موجب کاهش رفتار رهبری تحول‌آفرین شود؛ اما آنچه باید در خصوص تأثیر ناامنی شغلی بر رفتار رهبری موردتوجه قرار داد این است که آیا این تأثیر برای تمام افراد یکسان است. مطالعات قبلی نشان داده‌اند برخی منابع شخصی بر روی ناامنی شغلی و نتایج آن تأثیر می‌گذارند. به‌عنوان‌مثال سرمایه روان‌شناختی[11] می‌تواند ارتباط بین ناامنی شغلی و رفتار شهروندی سازمانی[12] را تضعیف کند (لام[13]، ۲۰۱۵). همچنین کونیگ[14] (۲۰۱۰) و همکارانش بیان می‌کنند اثر منفی ناامنی شغلی بر عملکرد در میان کارکنانی که کنترل داخلی دارند ضعیف‌تر است؛ بنابراین، نکته قابل‌توجه این است که تحت چه شرایطی و در واقع از طریق چه متغیرهایی می‌توان میزان تأثیر ناامنی شغلی بر ایجاد خستگی عاطفی را کاهش داد. به نظر می‌رسد تفاوت‌های فردی افراد در این زمینه تأثیر بسزایی داشته باشد. یکی از این ویژگی‌های روان‌شناختی افراد ذهن‌آگاهی[15] است که به‌عنوان سطحی از هوشیاری و توجه که موجب تمرکز و استفاده صحیح و به‌موقع از مهارت‌هاست مورد بررسی قرار می‌گیرد.

تحقیقات نشان دادند ذهن‌آگاهی پیش‌بینی‌کننده رفتار خود تنظیمی و حالات هیجانی مثبت بوده و از طریق ایجاد ترکیب سرزندگی و شفافیت در تجربه هیجان می‌تواند بر روی شادکامی و بهزیستی روان‌شناختی مؤثر باشد (علی نسب و دیگران، ۱۳۹۶). براون و رایان[16] (۲۰۰۳) ذهن‌آگاهی را توجه آگاهانه به حال یا در حال زیستن را کیفیت خاصی از هوشیاری و توجه به تجربه لحظه‌به‌لحظه از زندگی تعریف کرده‌اند. فقدان اشتغال ذهنی مفرط به گذشته یا آینده، هوشیاری به هیجانات شخصی، عملکرد بهینه حافظه کوتاه‌مدت در پیگیری حوادث حاضر، توانایی تمرکز در امور، عدم شتاب در غذا خوردن و انجام خودکار امور زندگی از مهم‌ترین مصادیق توجه آگاهانه به حال است که شرایط شناختی مساعد در برخورد با مسائل زندگی را

[1] Social Exchange Theory
[2] Vender
[3] Piccoli & Dewite
[4] Lee
[5] Janssen
[6] Trougakos
[7] Emotional Exhaustion
[8] Zhang
[9] Shengxian Yu
[10] Stankeviciute
[11] Psychological Capital
[12] Organizational Citizenship Behavior (OCB)
[13] C.F.Lam
[14] Konig
[15] Trait Mindfulness
[16] Brown & Rayan

فراهم می‌کند (کشاورز محمدی و دیگران، ۲۰۱۷). ذهن‌آگاهی عبارت از تجربه هیجانات به شیوه پذیرا و عاری از قضاوت است. به بیان دیگر ذهن‌آگاهی یعنی توجه و تمرکز بر مسائل به‌طوری که سه عنصر در آن دخالت دارد: ۱- بودن در حال حاضر ۲- هدفمندی ۳- بدون قضاوت (ایمانی و دیگران، ۱۳۹۶). از طریق ذهن‌آگاهی فرد می‌تواند مهارت‌ها و توجه به بررسی فرایند تصمیم‌گیری خود را به دست آورد تا تأثیر تعصبات را بهتر درک کند و هنگام ضرورت آن‌ها را تصحیح کند. ما انتظار داریم رهبران با سطح بالای ذهن‌آگاهی نسبت به هم‌رده‌های خود کمتر در معرض خستگی عاطفی قرار بگیرند. دو ویژگی شاخص در ذهن‌آگاهی می‌تواند به افراد کمک کند تا با ناامنی شغلی کنار بیایند. اولین ویژگی این است که آگاهی فعلی، توجه افراد را نسبت به آنچه در حال حاضر دارد اتفاق می‌افتد معطوف می‌کند که این امر باعث می‌شود رهبران" در لحظه و به طور کامل" تمام توجه خود را معطوف منابع و مسئولیت‌های رهبری خود بکنند. ازآنجاکه عدم امنیت شغلی رهبران را تحت‌فشار قرار می‌دهد، هوشیاری حال محور باعث کاهش این واکنش احساسی به شرایط پراسترس می‌شود. ذهن‌آگاهی به رهبران کمک می‌کند تا منابع عاطفی‌شان را با جلوگیری از نگرانی بیش از حد درباره تهدیدات بالقوه شغلی حفظ کنند. دومین ویژگی نیز این است که موضع‌گیری پذیرش نسبت به محیط افراد باعث می‌شود افراد تجربیات منفی و مثبت را در لحظه بپذیرند به‌جای اینکه تلاش کنند از آنها دوری کنند (کیان، ۲۰۲۰).

پینک[1] و همکارانش (۲۰۱۸) در تحقیقی اثر مثبت ذهن‌آگاهی رهبران را بر پیروان و رضایت شغلی آنان و همچنین رابطه منفی بین رهبری تحول‌آفرین و شکایت پیروان را مورد تأیید قرار دادند. ازآنجاکه کسب‌وکارهای جهانی درگیر ادغام، کوچک‌سازی، تغییر ساختار و... هستند سازمان‌ها نیز برای سازگاری با این شرایط، ناچار به تغییر بوده و این موجب بروز مشکلاتی در میان کارگران شده و ناامنی شغلی را در میان آنها افزایش می‌دهد. ذهن‌آگاهی مانع نگرانی تکراری و شایع رهبران در مورد موقعیت شغلی‌شان در آینده می‌شود و اجازه می‌دهد رهبران با این عدم قطعیت به طور واقعی مواجه شوند (کیان، ۲۰۲۰). کابات زین[2] (۲۰۰۲) معتقد است ذهن‌آگاهی می‌تواند با به‌کارگیری هدفمند کارکردهای عالی ذهن از جمله توجه، آگاهی، نگرش مهربانانه، کنجکاوی و دلسوزی به طور مؤثر بر واکنش‌های هیجانی اعمال کنترل نماید. همچنین فریون[3] و همکاران (۲۰۰۶) نشان دادند افراد دارای سطوح بالاتر ذهن‌آگاهی، تفکرات خودکار منفی کمتری را تجربه می‌کنند و معتقدند می‌توانند خود را از چنین تفکراتی رها کنند (حمایت‌طلب و دیگران، ۱۳۹۵). بر اساس مبانی مرور شده هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه بین ناامنی شغلی با رفتار رهبری تحول‌آفرین، نقش میانجی خستگی عاطفی و نقش تعدیلگر ذهن‌آگاهی است. براین‌اساس فرضیه‌های زیر مطرح می‌شوند:

فرضیه ۱: بین ناامنی شغلی با خستگی عاطفی رابطه معناداری وجود دارد.

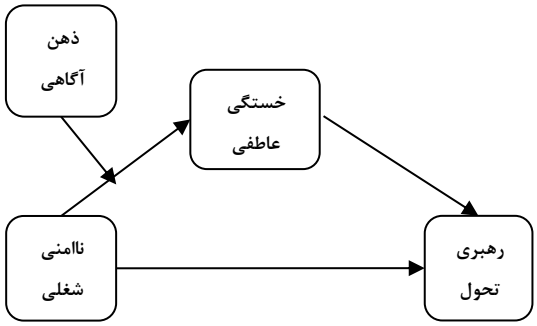
فرضیه ۲: بین خستگی عاطفی با رهبری تحول آفرین رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه ۳: بین ناامنی شغلی با رهبری تحول آفرین رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه ۴: خستگی عاطفی رابطه بین ناامنی شغلی و رهبری تحول آفرین را میانجیگری می‌نماید.

فرضیه ۵: ذهن‌آگاهی رابطه بین ناامنی شغلی و خستگی عاطفی را تعدیل می‌نماید.

ساختار مدل در شکل ۱ نشان‌داده‌شده است.



شکل ۱. مدل مفهومی پژوهش

(اقتباس ازکیان و همکاران،۲۰۲۰)

روش پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی، از نظر شیوه گرداوری دهده ها، کمّی و از نظر روش و ماهیت، توصیفی از نوع همبستگی است. جامعه آماری پژوهش شامل کارکنان و مدیران دانشگاه پیام‌نور می‌باشند که بر اساس فرمول کوکران و روش نمونه‌گیری تصادفی ساده ۱۰۴ نفر به عنوان حجم نمونه انتخاب شدند. به‌منظور گردآوری داده‌های پژوهشی از چهار پرسشنامه استاندارد استفاده شد. ۱- پرسشنامه ناامنی شغلی: این پرسشنامه توسط شغلی نیسی در سال (۱۳۷۹)، ساخته شد که شامل ۳۰ گویه است و براساس طیف پنج گزینه ای لیکرت با

[1] Pinck
[2] Kabat-Zinn
[3] Frewen

سوالاتی مانند (کاملا مخالفم، مخالفم، نظری ندارم، موافقم، کاملا موافقم) به سنجش ناامنی شغلی می‌پردازد. روایی و پایایی این ابزار در پژوهش فرج زاده (۱۳۸۸)، مورد تایید قرار گرفته است که پایایی با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۵ صدم گزارش شد. پایایی پرسشنامه مذکور در این پژوهش بر اساس ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۲۲ گزارش گردیده است. ۲- پرسشنامه خستگی عاطفی: این پرسشنامه توسط ماسلچ در سال (۱۹۸۶)، طراحی شده است که دارای ۹ گویه است و براساس طیف پنج گزینه ای لیکرت با سوالاتی مانند (کاملا مخالفم، مخالفم، نظری ندارم، موافقم، کاملا موافقم) به سنجش خستگی عاطفی می پردازد. روایی و پایای این ابزار در پژوهش مسلاچ (۱۹۸۱)، مورد تایید قرار گرفته است که پایایی با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۹ گزارش شده است. ۳- پرسشنامه ذهن اگاهی: این پرسشنامه توسط براون و رایان در سال (۲۰۰۳)، طراحی شده است که دارای ۱۵ گویه است و براساس طیف پنج گزینه ای لیکرت با سوالاتی مانند (کاملا مخالفم، مخالفم، نظری ندارم، موافقم، کاملا موافقم) به سنجش ذهن آگاهی می پردازد. روایی و پایایی این ابزار در پژوهش عبدی و قابلی (۱۳۹۳)، مورد تایید قرار گرفته است، پایایی با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۷۶ گزارش شده است. ۴- پرسشنامه رهبری تحول گرا: این پرسشنامه توسط باس و اولیو در سال (۲۰۰۰)، طراحی شده است که شامل ۲۰ گویه و دارای چهار بعد (ملاحظه فردی، ترغیب ذهنی، انگیزش الهام‌بخش و نفوذ آرمانی) است و براساس طیف پنج گزینه ای لیکرت با سوالاتی مانند (همیشه، اغلب اوقات، بعضی اوقات، به ندرت، هیچ گاه) به سنجش رهبری تحول گرا می پردازد. روایی و پایای این ابزار در پژوهش کیان و همکاران (۲۰۲۰)، مورد تایید قرار گرفته است، پایایی با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۵ گزارش گردیده است. در این مطالعه برای برآورد پایایی هر چهار پرسشنامه از روش آلفای کرونباخ استفاده شد که نتایج به شرح جدول شماره ۱ است. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها نیز از بخش توصیفی (فراوانی و درصد) و استنباطی (کولموگروف - اسمیرنوف و روش معادلات ساختاری با رویکرد روش حداقل مربعات جزئی) از طریق نرم افزار Amos استفاده شد.

بر اساس روایی همگرا، اگر متوسط واریانس استخراج شده (AVE) بیشتر از ۰/۵ و پایایی مرکب (CR) بیشتر از ۰/۷ باشد، میزان روایی مورد تأیید است (Fornell & Larcker,1981). همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌گردد، AVE تمامی متغیرها بالاتر از ۰/۵ و پایایی مرکب نیز بالاتر از ۰/۷ است. این نشان‌دهنده روایی همگرای متغیرهای تحقیق می‌باشد.

جدول ۱. مشخصات ابزار اندازه‌گیری

متغیر	رهبری تحول‌آفرین	ناامنی شغلی	ذهن‌آگاهی	خستگی عاطفی
تعداد گویه	۲۰	۳۰	۱۵	۹
ضریب آلفای کرونباخ	۰/۹۷۲	۰/۹۲۲	۰/۹۲۸	۰/۸۲۸
روایی همگرا (AVE)	۰/۵۹۰	۰/۶۷۹	۰/۹۱۰	۰/۴۱۲
پایایی مرکب	۰/۸۹۶	۰/۸۶۳	۰/۹۵۳	۰/۸۷۸

یافته‌ها

آمار توصیفی

نتایج ناشی از آمار توصیفی داده‌ها جهت وضعیت جمعیت‌شناختی نمونه‌ها بدین شرح است: از ۱۰۴ پرسش‌نامه استفاده شده برای تحلیل داده‌های مربوط به کارکنان، ۷۳ نفر (معادل ۷۰ درصد) مردان و ۳۱ نفر (معادل ۳۰ درصد) زنان، ۸۸ نفر (۸۴ ٪) متأهل و ۱۶ نفر (۱۶ ٪) مجرد، ۳ نفر (۲/۹) دارای مدرک فوق‌دیپلم، ۲۱ نفر (۲۰/۲ ٪) دارای مدرک کارشناسی و ۸۰ نفر (۷۶/۹ ٪) دارای مدرک کارشناسی ارشد بوده‌اند. در بین این افراد ۱ نفر (۱) دارای سابقه کمتر از یک سال، ۶ نفر (۶/۷ ٪) دارای سابقه فعالیت بین ۶ تا ۱۰ سال، ۳۹ نفر (۳۷/۵ ٪) بین ۱۱ تا ۱۵ سال و ۵۷ نفر (۵۴/۸ ٪) بالاتر از ۱۵ سال سابقه فعالیت داشتند.

نرمال بودن داده‌ها

قبل از واردشدن به مرحله آزمون آماری سؤالات لازم است تا از وضعیت نرمال بودن داده‌ها اطلاع حاصل شود تا بر اساس نرمال بودن یا نبودن آنها، آزمون‌های مختلف استفاده شود. کجی و کشیدگی جهت بررسی ادعای مطرح شده درباره توزیع داده‌های یک متغیر هنگامی‌که توزیع نرمال مدنظر با شد مورداستفاده قرار می‌گیرد؛ لذا باتوجه‌به اینکه یک ملاک معمول برای ارزیابی نرمال بودن، بررسی کجی (چولگی) است. برخی معتقدند که کجی باید بین ۲+ و ۲ - باشد تا نرمال بودن توزیع پذیرفته شود.

همان گونه که نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد نمرات کجی تمامی متغیرها در این محدوده قرار دارد، بنابراین می‌توان پذیرفت که نمرات آنها از توزیع نرمال پیروی کند.

جدول ۲. توزیع نرمال بودن داده‌ها

متغیر	چولگی	کشیدگی
ناامنی شغلی	-۰/۰۶۹	-۱/۲۲۸
خستگی عاطفی	-۰/۱۱۷	-۱/۶۱۱
ذهن‌آگاهی	۰/۱۰۱	-۱/۳۲۴
رهبری تحول‌آفرین	-۰/۲۲۷	-۱/۴۶۲

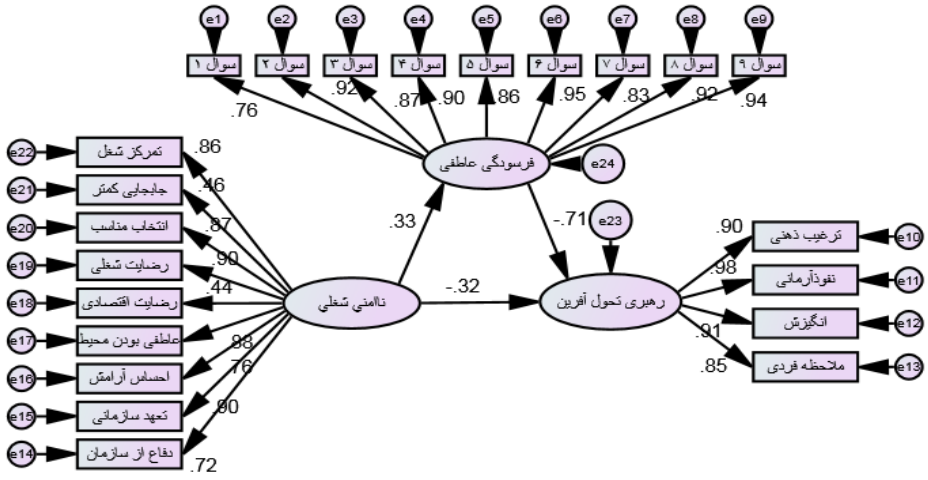
آمار استنباطی

بررسی برازش مدل

برای بررسی برازش مدل مفهومی پژوهش و آزمون فرضیه‌ها باتوجه‌به الگوریتم تحلیل مدل‌ها در روش مدل معادلات ساختاری، از نرم‌افزار ایموس استفاده شد. برای برازش مدل اندازه‌گیری، ابتدا به بررسی برازش مدل‌های اندازه‌گیری با استفاده از سه معیار پایایی شاخص (ضرایب بارهای عاملی، ضرایب آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی) پرداخته می‌شود. ابتدا بار عاملی سؤالات یا آیتم‌ها مورد بررسی قرار گرفتند. باتوجه‌به شکل ۲ بار عاملی تمامی سؤالات بیشتر از ۰/۵ است که نشان از مناسب بودن این معیار دارد.

باتوجه‌به شکل ۱ مشخص می‌شود که تمامی ضرایب مسیر معنادار هستند. به‌منظور ارزیابی الگوی پیشنهادی، از مدل‌سازی معادلات ساختاری استفاده شد. نتایج نشان دادند که الگوی پیشنهادی از برازش نسبتاً مناسبی برخوردار بود. جدول ۳ برازش الگوی نهایی بر اساس شاخص‌های برازندگی را نشان می‌دهد.

باتوجه‌به جدول ۳ مقدار RMR برابر با ۰/۰۴۱ است، این مقدار کمتر از ۰/۱ است که نشان‌دهنده این است که میانگین مجذور خطاهای مدل مناسب است و مدل قابل‌قبول است. همچنین مقدار کای دو به درجه آزادی (۱/۷) بین ۱ و ۳ می‌باشد و میزان شاخص CFI نیز از ۰/۹ بیشتر است. به‌طورکلی زمانی که حداقل سه شاخص مقادیری در بازهٔ قابل‌قبول داشته باشند می توان ادعا کرد که برازش مدل خوب و قابل‌قبول است.



شکل ۲. الگوی مدل معادلات ساختاری پس از برازش داده‌ها با الگوی مفروض

جدول ۳. شاخص‌های برازش

نام آزمون	توضیحات	مقادیر قابل‌قبول	مقدار به‌دست‌آمده
$\chi 2/df$	کای اسکوئر نسبی	۳> خوب ۵> قابل‌قبول	۱/۶۸
RMSEA	ریشه میانگین توان دوم خطای تقریب	۰/۰۸> خوب ۰/۱> ضعیف	۰/۰۵۵
RMR	ریشه میانگین مجذور باقیمانده‌ها	کمتر از ۰/۱	۰/۰۴۱
IFI	شاخص برازش نرم	بیشتر از ۰/۹	۰/۹۰۴

فرضیات تحقیق

یکی از قوی‌ترین و مناسب‌ترین روش‌های تجزیه‌وتحلیل در تحقیقات علوم رفتاری، تجزیه‌وتحلیل چندمتغیره است. ازاین‌رو، در این تحقیق برای تأیید یا رد فرضیات از روش الگویابی معادلات ساختاری با کمک نرم‌افزار ایموس استفاده شده است. به‌منظور تأیید یا رد فرضیات از ضرایب استاندارد و اعداد معناداری استفاده گردید. منظور از عدد معناداری در نرم‌افزار ایموس همان مفهوم sig در نرم‌افزار spss است با این تفاوت که برای معنادار بودن یک ضریب، عدد معناداری آن باید مقدار t بزرگ‌تر از ۱/۹۶ یا کوچک‌تر از ۱/۹۶- باشد و در کل برای تأیید یا رد فرضیات تحقیق بکار می‌رود. عدد معناداری هرچقدر از ۱/۹۶ بزرگ‌تر باشد نشان‌دهنده آن است که متغیر مستقل اثر قوی‌تری روی متغیر وابسته دارد. منظور از ضریب استاندارد بارهای عاملی‌اند، هر چه بار عاملی بزرگ‌تر و به عدد یک نزدیک‌تر باشد، یعنی متغیر مشاهده شده (سؤال) بهتر می‌تواند متغیر مکنون یا پنهان را تبیین نماید و به معنای اثرگذاری بیشتر متغیر مستقل بر متغیر وابسته است. اگر این مقدار کمتر از ۰/۳ باشد، متوسط اگر بین ۰/۳ تا ۰/۶ باشد خوب و اگر بالای ۰/۶ باشد عالی است. مدل تحلیلی پژوهش و خروجی حاصل از نرم افراز ایموس در حالت استاندارد و مقادیر t در ادامه بیان شده است. در بررسی روابط بین متغیر ناامنی شغلی و خستگی عاطفی در فرضیه اول، رابطه بین دو متغیر خستگی عاطفی و رهبری تحول‌آفرین در فرضیه دوم و همچنین رابطه بین دو متغیر ناامنی شغلی و رهبری تحول‌آفرین در فرضیه سوم باتوجه‌به شکل ۲ و جدول ۴ روابط معنادار و فرضیه‌ها تأیید می‌گردد. (برای معنادار بودن یک ضریب، عدد معنی‌داری آن باید خارج از بازه (۱/۹۶ ، ۱/۹۶-) باشد که در این صورت از سطح معنی‌داری ۰/۰۵ کوچک‌تر است). در مورد فرضیه چهارم و بررسی نقش میانجیگری متغیر خستگی عاطفی، باتوجه‌به ضریب مسیر غیرمستقیم ناامنی شغلی و رهبری تحول‌آفرین (۰/۲۳-) و معناداری در سطح ۰/۰۲۲ که کوچک‌تر از ۰/۰۵ است، نتیجه گرفته می‌شود که این ضریب مسیر در سطح ۰/۰۵ معنادار است و خستگی عاطفی توانسته است در رابطه بین ناامنی شغلی و رهبری تحول‌آفرین میانجیگری کند؛ بنابراین فرضیه‌های اول، دوم، سوم و چهارم تأیید می‌شود. در ادامه ضرایب اثر کل، مستقیم و غیرمستقیم استاندارد شده در جدول ۳ آورده شده است.

جدول ۴. ضرایب اثر کل، مستقیم و غیرمستقیم و معناداری ضرایب در مدل مفهومی پژوهش

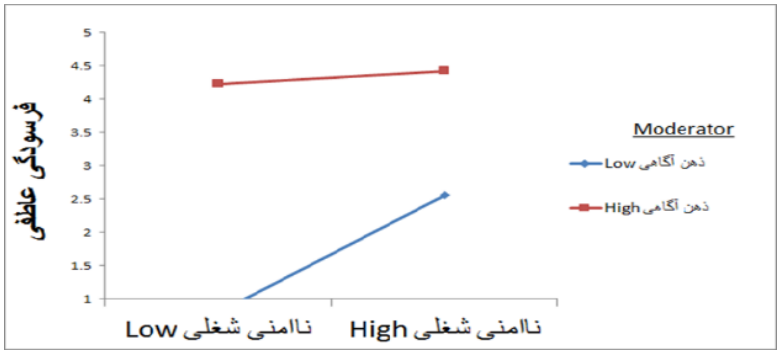
نام مسیر	اثر کل	اثر مستقیم	اثر غیرمستقیم
ناامنی شغلی ← خستگی عاطفی	۰/۳۲۵	۰/۳۳ نسبت بحرانی (۲/۱۷) سطح معناداری (۰/۰۳۰)	ـــــ
خستگی عاطفی ← رهبری تحول‌آفرین	۰/۷۱۴-	۰/۷۱- نسبت بحرانی (۵/۶۹-) ***	ـــــ
ناامنی شغلی ← رهبری تحول‌آفرین	۰/۵۶-	۰/۳۲- نسبت بحرانی (۳/۴۵-) ***	۰/۲۳۲- (۰/۰۲۲)

روش رگرسیون ناپارامتریک با برنامه Process macro بر مبنای Spss که توسط هی (۲۰۱۳)، طراحی شده است جهت آزمون فرضیه تعدیلی استفاده شد. این برنامه زمانی که هدف تحقیق توصیف و درک ماهیت مشروط مکانیزم‌هایی است که از طریق آن یک متغیر اثر خود را بر سایر متغیرها به هر شکلی اعم از مستقیم و غیرمستقیم (میانجی یا تعدیلی) منتقل می‌کند، استفاده می‌گردد (گریمر و میلر،۲۰۱۷). مطابق این روش، برای تعیین میزان اهمیت و معناداری رابطه بین متغیرها، علاوه بر اینکه ضریب تأثیر می‌بایستی در دامنه اطمینان تعیین شده باشد، میزان خروجی‌های دامنه اطمینان نبایستی عدد صفر را در برگیرد. همان‌طور که نتایج ناشی از فرضیه ۵ در جدول ۵ نشان می‌دهد، ازآنجائی‌که ضریب تأثیر مربوط به هر فرضیه و اینکه میزان ضرایب مذکور در دامنه اطمینان تعیین شده قرار دارد و همچنین باتوجه‌به اینکه دامنه‌های اطمینان تعیین شده مقدار صفر را در برنمی‌گیرد، می‌توان نتیجه گرفت که ذهن‌آگاهی در تعامل با ناامنی شغلی بر خستگی عاطفی با ضریب ۰/۳۶- تأثیر می‌گذارد. در راستای فرضیه ۵، شکل ۳، افزایش خستگی عاطفی در نتیجه تعامل بین ناامنی شغلی و

ذهن‌آگاهی در دو سطح (بالا و پائین) را نشان می‌دهد. این نتیجه نشان می‌دهد که شیب اثر مشروط ناامنی شغلی در تعامل با ذهن‌آگاهی، بر خستگی عاطفی در سطوح بالاتر نسبت به سطوح پائین‌تر، کندتر است، این بدین معناست که ذهن‌آگاهی اثر تعدیلی در رابطه ناامنی شغلی و خستگی عاطفی کارکنان ایفا می‌کند.

جدول ۵. نتایج آزمون فرضیه با متغیر تعدیلگر

فرضیه	متغیر وابسته	روابط تعاملی متغیرها	ضریب تأثیر	دامنه اطمینان ٪۹۵	
				حد پایین	حدبالا
فرضیه ۴	خستگی عاطفی	ناامنی شغلی* ذهن اگاهی	-۰/۳۶*	-۰/۷	-۰/۰۳



شکل ۳. بررسی نقش تعدیل گری ذهن‌آگاهی

بحث و نتیجه‌گیری

این تحقیق باهدف بررسی تأثیر ناامنی شغلی بر رهبری تحول آفرین با نقش میانجی خستگی عاطفی و نقش تعدیل‌کننده ذهن‌آگاهی انجام شد. در سال‌های اخیر ادغام مالکیت‌های اقتصادی، فناوری اطلاعات جدید و تشدید رقابت جهانی موجب تغییر ماهیت کار و سازمان شده و مشاغل را مورد تهدید قرار می‌دهد. تحقیقات فراوانی که در خصوص ناامنی شغلی انجام شده نشان می‌دهد ناامنی شغلی موجب بروز احساسات منفی بین کارکنان می‌شود. اما در خصوص این موضوع که آیا ناامنی شغلی بر رهبران نیز اثرات منفی دارد پژوهش‌های معدودی انجام شده و نتایج گسترده‌ای در دست نیست و در تحقیق حاضر این موضوع مورد بررسی قرار گرفت. به‌منظور تحلیل و تأیید فرضیات پژوهش، مسیرهای مربوط به تفکیک بررسی شد. نخستین مسیر رابطه بین خستگی عاطفی و ناامنی شغلی بود. نتایج این پژوهش نشان داد اثر متغیر ناامنی شغلی رهبران بر خستگی عاطفی آنان معنی‌دار است. خستگی عاطفی یکی از مؤلفه‌های اصلی فرسودگی شغلی است و بر اساس نظریه حفظ منابع (هابفول، ۲۰۰۱) انتظار داشتیم ناامنی شغلی به دلیل فشار روانی که بر شخص وارد می‌کند باعث بروز خستگی عاطفی شود. همچنین یافته پژوهش رحیمی کلور و کاظم‌زاده (۱۳۹۷) و ژانگ[1] و همکاران (۲۰۲۱) این موضوع را تأیید می‌کند. همچنین در همین راستا تحقیقات چنگ و چان (۲۰۰۸)، دوایت (۲۰۱۰) و اسورک و همکاران (۲۰۰۲) نشان می‌دهد که هر دو بعد ناامنی کیفی و کمی به طور مثبت با مشکلات سلامت ذهنی (مثل اضطراب، خستگی عاطفی) و سلامت فیزیکی (مانند اختلالات خواب، افزایش فشارخون مرتبط است که این ارتباط در مشکلات سلامت ذهنی قوی‌تر از پیامدهای فیزیکی است. دوایت (۲۰۱۰) در بررسی‌های خود به این نتیجه رسید که بعد کمی ناامنی شغلی با بیماری و مشکلات خواب مرتبط بود درحالی‌که بعد کیفی ناامنی شغلی با مشکلات روان‌شناختی، خستگی عاطفی مرتبط با کار و زوال شخصیت مرتبط با کار در ارتباط بود. در ادامه به بررسی ارتباط بین خستگی عاطفی و رفتار رهبری تحول‌آفرین پرداخته شد. فرسودگی عاطفی در اثر فشار مداوم روانی وارده شده از محیط پدید می‌آید. این فشارهای روانی وقتی رخ می‌دهد که بین مطالبات و خواسته‌های محیطی با توانایی فرد برای پاسخ‌دادن به آن‌ها تعادل وجود نداشته باشد. هرچه

[1] Zhang

مطالبات و خواسته‌های محیطی افزایش و فرد توانایی لازم برای پاسخ‌دادن به آنها را نداشته باشد فشارهای روانی برخاسته از آن سبب بروز خستگی عاطفی در وی می‌شود. نتایج تحقیق حاکی از تأیید رابطه بین خستگی عاطفی و رهبری تحول‌آفرین است. در تحقیقات گذشته در خصوص نتایج خستگی عاطفی نشان داده شد افراد دارای خستگی عاطفی در سطوح پایین‌تری از اشتراک دانش (لی[1] و دیگران، ۲۰۱۸) و عملکرد شغلی (جانسون[2] و دیگران، ۲۰۱۰) هستند. همچنین لم[3] و همکاران (۲۰۱۷) ثابت کردند خستگی عاطفی بر سبک رهبری تأثیر می‌گذارد و این رفتار به این دلیل است که رهبرانی که دچار خستگی عاطفی می‌شوند منابع کافی را برای درگیرشدن در رفتار رهبری تحول‌آفرین ندارند و به دلیل جلوگیری از اتلاف منابع بیشتر، تمایل دارند از منابع خودشان حفاظت کنند (هابفول، ۲۰۰۱). علاوه بر این مطالعات قبلی (آری[4] و دیگران،۲۰۰۸ و باکر[5] و همکاران،۲۰۰۴) نشان داده است خستگی عاطفی موجب می‌شود افراد فقط روی کارهای مهم تمرکز کنند و بیش از حد تلاش نکنند و خودشان را در رفتارهای فرانقش درگیر نکنند. رهبران تحول‌آفرین باید احساسات خود را تنظیم کنند تا نقشی کاریزماتیک داشته باشند. رفتار و ارتباطات مناسب و متقاعدکننده با زیردستان داشته باشند و مفروضات موجود را به چالش بکشند. لین[6] و همکاران (۲۰۱۹) معتقدند زمانی که رهبران از نظر عاطفی خسته هستند منابع کافی را برای انجام چنین رفتارهای تحول‌آفرین پیچیده و چالش‌برانگیز ندارند و رفتارهای رهبری تحول‌آفرین استرس بیشتری را به منابع روان‌شناختی رهبران وارد می‌کند.

در فرضیه بعد باتوجه‌به نقش مهم رهبری تحول‌آفرین و تأثیری که ناامنی شغلی می‌تواند بر آن بگذارد رابطه میان ناامنی شغلی و رهبری تحول‌آفرین مورد آزمایش قرار گرفت. رهبری تحول‌آفرین بر عملکرد شغلی کارکنان (سلطانی و درودی، ۱۴۰۰)، میزان موفقیت سازمان (مهیا و دیگران، ۱۳۹۳) و رضایت شغلی و تعهد سازمانی (الیانا[7] و دیگران، ۲۰۱۹) تأثیر دارد. ناامنی شغلی یکی از تهدیدهای بالقوه منابع انسانی در سازمان است و رهبران سازمان نیز از این تهدید مستثنی نبوده و در شرایط عدم امنیت شغلی ناگزیر به بروز رفتارهایی متفاوت هستند. انتظار می‌رود باتوجه‌به اینکه ثابت شد ناامنی شغلی موجب بروز خستگی عاطفی می‌شود و همچنین تاثیری که خستگی عاطفی بر رهبری تحول‌آفرین داشت؛ ناامنی شغلی موجب ایجاد تأثیر منفی بر رفتار رهبری تحول‌آفرین شود که مطابق با یافته‌های پژوهش، این فرضیه به اثبات رسید و ارتباط ناامنی شغلی با رهبری تحول‌آفرین و همچنین نقش میانجی خستگی عاطفی در این ارتباط تأیید گردید. این نتیجه مطابق با انتظاری که بر اساس تئوری حفاظت از منابع هابفول داشتیم درست است. ازآنجاکه رفتار رهبری تحول‌آفرین پیچیده و مصرف‌کننده منابع است و رهبران نیاز به کنترل و توجه بیشتر به منابع برای تشویق کارکنان در راستای به چالش کشیدن وضع موجود دارند؛ وقتی رهبران دچار ناامنی شغلی می‌شوند سعی می‌کنند منابع خود را با عدم مشارکت در رفتار رهبری تحول‌آفرین حفظ کنند. همچنین نتایج تحقیق نشان داد ذهن‌آگاهی نقش تعدیل‌کننده در رابطه بین ناامنی شغلی و خستگی عاطفی دارد. یافته‌های همسو با این فرضیه شامل علی نسب و دیگران (۱۳۹۶) و کارلتون[8] و دیگران (۲۰۱۸) و پینک و سوننتاج[9] (۲۰۱۸) و دیتل و رب[10] (۲۰۱۹)، است. همان گونه که مطابق با یافته‌های پیشین انتظار داشتیم اثر غیرمستقیم ناامنی شغلی بر رفتار رهبری تحول‌آفرین در میان رهبران با ذهن‌آگاهی بالاتر؛ ضعیف‌تر است. در واقع ذهن‌آگاهی رهبران باعث می‌شود آنان در شرایط عدم اطمینان از تفکرات تکراری و شایع که موجب اضطراب می‌شود پیشگیری کنند و رهبران سریع‌تر با ناامنی شغلی سازگار شوند. وجود ناامنی شغلی موجب بروز استرس در رهبر می‌شود اما زمانی که شخص دارای ذهن‌آگاهی باشد این سطح بالای هوشیاری حال محور باعث حساسیت‌زدایی و کاهش واکنش عاطفی به چنین شرایط استرس‌زایی می‌شود. براون و رایان (۲۰۰۳) بیان می‌کنند ذهن‌آگاهی به رهبران کمک می‌کند تا منابع خود را با پیشگیری از نگرانی بیش از حد در مورد تهدیدات بالقوه شغلی، حفظ کنند و این پذیرش دیدگاه قابل‌قبول نسبت به محیط موجب می‌گردد رهبران به‌جای تلاش برای اجتناب از تجربیاتی که در لحظه پیش می‌آیند؛ سعی در پذیرش یکسان موقعیت‌های مثبت و منفی کنند. این نتایج ناشی از نقش تعدیل‌کننده ذهن‌آگاهی در رابطه بین ناامنی شغلی و خستگی عاطفی است. در فرضیات قبلی این موضوع به اثبات رسید که ناامنی شغلی در رهبران موجب بروز خستگی عاطفی می‌شود اما این حقیقت که چرا همه افراد درگیر در ناامنی شغلی در شرایط مشابهی از خستگی عاطفی قرار نمی‌گیرند نشان از وجود مؤلفه مهمی همچون

[1] Lee
[2] Janssen
[3] Lam
[4] Aryee
[5] Bakker
[6] Lin
[7] Elyana
[8] Carleton
[9] Pinck, & Sonnentage
[10] Dietl & Reb

ذهن‌آگاهی دارد که نتایج تحقیق این موضوع را تأیید می‌کند. مطابق با یافته‌های پیشین و نتایج حاضر باتوجه‌به اینکه در دوره‌های زمانی آتی محیط کسب‌وکار پیچیده‌تر می‌شود و نمی‌توان امنیت شغلی افراد را تضمین کرد و ازآنجاکه ناامنی شغلی موجب بروز سطوح پایین‌تری از رفتار رهبری تحول‌آفرین می‌شود؛ سازمان‌ها نیاز دارند هم به لحاظ زمانی و هم به لحاظ تلاش و کوشش، روی مدیریت ناامنی شغلی رهبران و پیروان سرمایه‌گذاری بیشتری انجام دهند و توصیه می‌شود تغییرات سازمانی در سطحی باز و صادقانه با رهبران در میان گذاشته شود. رهبران باید احساس کنند در سازمان، عدالت سازمانی وجود دارد تا در آنها احساس کنترل بر شرایط موجود و قابل‌پیش‌بینی بودن تقویت شود. ازآنجاکه ذهن‌آگاهی به‌عنوان منبعی ارزشمند در ویژگی‌های شخصیتی افراد است که می‌تواند به آنها برای مواجهه با ناامنی شغلی کمک کند، سازمان‌ها باید رهبرانی را که دارای سطح بالایی از ذهن‌آگاهی هستند انتخاب نمایند و یا با اجرای برنامه‌های آموزشی مبتنی بر ارتقای ذهن-آگاهی برای افزایش این ویژگی و تاب‌آوری رهبران کمک کنند. همچنین در کنار ذهن‌آگاهی به‌عنوان عنصر تعدیل‌کننده ناامنی شغلی، شاید بتوان ویژگی‌های دیگری را نیز مورد بررسی قرار داد که اثرات مخرب ناامنی بر خستگی عاطفی و رهبری تحول‌آفرین را کاهش دهد. این موارد می‌تواند زمینه تحقیقات بعدی در این حوزه باشد.

پیشنهادهای پژوهش

۱) تغییر و تحول شتابان محیط نیاز به اتخاذ سبک رهبری مناسب با این تحولات دارد و رهبری تحول‌آفرین با خلق ایده‌ها و چشم‌اندازهای جدید مسیر تازه‌ای از رشد و شکوفایی را فراروی سازمان قرار می‌دهد. لذا سازمان-ها باید به دنبال جذب و نگهداشت این رهبران به عنوان منابع ارزشمند خلق ارزش باشند.

۲) توصیه می‌شود جهت بهبود کیفیت عملکرد مدیران و کارکنان روش‌های کاهش استرس و فرسودگی شغلی ازجمله افزایش توانمندی تخصصی، توجه به عدالت سازمانی، ارتقای کیفیت زندگی کاری و ایجاد امنیت شغلی آنان مورد توجه قرار گیرد.

۳) به هنگام انتصاب مدیران مولفه ذهن‌آگاهی آنان مورد ارزیابی قرار بگیرد و در طی خدمت نیز برنامه‌های آموزشی لازم در راستای ارتقای این توانمندی ذهنی اجرا شود تا با افزایش سطح هوشیاری و کاهش واکنش عاطفی، اثرات منفی ناامنی شغلی را تعدیل کند.

۴) سازمان‌ها باید در راستای کاهش میزان ناامنی شغلی و اثرات ناشی از آن که موجب ایجاد استرس و خستگی عاطفی در بین مدیران و کارکنان می‌شود تدابیر لازم را اتخاذ کنند.

۵) ناامنی شغلی در کنار اثرات نامطلوب می‌تواند به‌عنوان یک عامل تحریک‌کننده در راستای بهبود عملکرد شغلی نیز مطرح شود؛ شناسایی شرایطی که تحت آن، ناامنی شغلی می‌تواند انگیزه رفتارهای مثبت رهبری باشد نیز توصیه می‌شود.

فهرست منابع

۱) ارشدی، نسرین؛ نیسی، عبدالکاظم و اسماعیلی سودرجانی، ایمان. (۱۳۹۲). نقش واسطه انگیزش شغلی در رابطه بین خستگی عاطفی و عملکرد شغلی بر اساس الگوی حفظ منابع، *مجله علوم رفتاری*، دوره ۱۱، شماره ۴، صص ۳۴۵-۳۳۷.

۲) اکرامی کیوج، مصطفی؛ جنانی، حمید؛ برقی مقدم، جعفر و نجف‌زاده، محمد رحیم. (۱۳۹۹). تدوین مدل رهبری تحول‌آفرین و عملکرد شغلی با نقش تعدیل گر شخصیت فعال، *مجله علوم پزشکی رازی*، دوره ۲۷، شماره ۳، صص ۴۸-۳۶.

۳) ایمانی، مهدی؛ کریمی، جواد؛ بهبهانی، مهدیه و امیری، عبدالله. (۱۳۹۶). بررسی نقش ذهن‌آگاهی، انعطاف‌پذیری روان‌شناختی و خودشناسی انسجامی بر بهزیستی روان‌شناختی دانشجویان، *دوماهنامه علمی‌پژوهشی فیض*، دوره ۲۱، شماره ۲، ۱۷۷-۱۷۰

۴) جلیلیان، حمیدرضا؛ مرادی، مرتضی و کاکایی ماوایی، حسین. (۱۳۸۹). رهبری تحول‌آفرین و خلاقیت کارکنان، *دوماهنامه توسعه انسانی پلیس*، دوره ۷، شماره ۳۲، صص ۷۲ - ۵۹.

۵) حمایت‌طلب، رسول؛ خبیری، محمد و زارع، مسعود. (۱۳۹۵). ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی سیاهه ذهن‌آگاهی ورزشی. *مطالعات روان‌شناسی ورزشی*، دوره ۵، شماره ۱۸، صص ۸۰ - ۶۳.

۶) خاکپور، عباس. (۱۳۹۸). رابطه رهبری زهرآگین با خستگی عاطفی، نقش میانجی سکوت سازمانی، *پژوهش‌های روان‌شناسی اجتماعی*، دوره ۹، شماره، صص ۱۱۸-۱۰۳.

۷) رابینز، استیفن، پی. (۱۴۰۰). مبانی رفتار سازمانی، علی پارسائیان و سید محمد اعرابی، دفتر پژوهش‌های فرهنگی، تهران، چاپ ۴۸.

۸) رحیمی کلور، حسین و کاظم‌زاده، رضا. (۱۳۹۷). ارزیابی رابطه بین مؤلفه‌های تأثیرگذار بر ناامنی شغلی با رفتار اخلاقی کارکنان، *فصلنامه اخلاق در علوم رفتاری*، دوره ۱۳، شماره ۴، صص ۱۴۹-۱۴۵.

۹) رضائیان، علی. (۱۳۹۵). *مبانی مدیریت رفتار سازمانی*، انتشارات سمت، تهران، چاپ ۱۶.

۱۰)زارعی متین، حسن. (۱۳۹۳). *مدیریت رفتار سازمانی پیشرفته*، نشر آگه، تهران. چاپ ۸.

۱۱)سلاجقه تذرجی، فاطمه و بحرینی زاده، آناهیتا. (۱۳۹۸). پیش‌بینی خستگی عاطفی بر اساس سایش اجتماعی و تعرض کار - خانواده در معلمان ابتدائی شهر کرمان، *فصلنامه مشاوره شغلی و سازمانی*، دوره ۱۱، شماره ۴۰، صص ۸۲ - ۵۳.

۱۲)سلطانی، بهنام و درودی، هما. (۱۴۰۰). بررسی رهبری تحول‌آفرین ویژگی شخصیت بیش فعال بر عملکرد شغلی کارکنان، دومین کنفرانس بین‌المللی چالش‌ها و راهکارهای نوین در مهندسی صنایع و حسابداری. دامغان.

۱۳)صحت، سعید و میرزایی، شیما. (۱۳۹۷). ناامنی شغلی: آسیب‌پذیری سلامت کارکنان و بروز رفتارهای غیراخلاقی طرف‌دار سازمان، پنجمین کنفرانس ملی پژوهش‌های کاربردی در مدیریت و حسابداری.

۱۴)صفاری نیا، مجید؛ محمدی، رقیه و حسن‌زاده پشنگ، سمیرا. (۱۳۹۵). سبک‌های تصمیم‌گیری و ذهن‌آگاهی، ذهن‌خوانی؛ مطالعه ارتباط این سازه‌ها در یک گروه غیربالینی، *شناخت اجتماعی*، دوره ۱۰، شماره ۲، صص ۱۲۰-۱۳۵.

۱۵)صمدی میارکلائی، حسین؛ صمدی میارکلائی، حمزه و آقاجانی، حسنعلی. (۱۳۹۵). تعیین نقش سبک رهبری تحول‌آفرین در فرهنگ سازمانی، *مدیریت فرهنگ سازمانی*، دوره ۱۴، شماره ۲، صص ۵۱۹-۴۹۹.

۱۶)علی نسب، سمیه؛ شاهقلیان، مهناز و فراهانی، محمد نقی. (۱۳۹۶). نقش واسطه ذهن‌آگاهی در رابطه میان برون‌گرایی/نورزگرایی و بهزیستی ذهنی، *فصلنامه پژوهش در سلامت روان‌شناختی*، دوره ۱۱، شماره ۱، صص ۱۲-۱.

۱۷)کشاورز محمدی، پریسا؛ اکبری زرگر، نگار و انصاری شهیدی، مجتبی. (۲۰۱۷). اثربخشی درمان مبتنی بر ذهن‌آگاهی بر توجه آگاهانه به حال و ادراک بیماری در زنان مبتلا به سرطان پستان، *کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های جدید ایران و جهان در روان‌شناسی، علوم تربیتی، حقوق و علوم اجتماعی*.

۱۸)ملکی، قیصر؛ مظاهری، محمدعلی؛ ذبیح زاده، عباس؛ آزادی، اسمعیل و ملک‌زاده، لیدا. (۱۳۹۳). نقش پنج عامل بزرگ شخصیت در ذهن‌آگاهی، *پژوهش‌های علوم‌شناختی و رفتاری*، دوره، ۶، شماره ۱، صص ۱۱۴-۱۰۳.

۱۹)مندعلی زاده، زینب و جواهری، صدف. (۱۳۹۸). تأثیر استرس شغلی و ناامنی شغلی بر قصد ترک شغل ناجیان غریق به‌واسطه رضایت شغلی، *نشریه مطالعات مدیریت رفتار سازمانی در ورزش*، دوره ۶، شماره ۲، صص ۱۲۹-۱۱۷.

۲۰)مهیا، محمد نور؛ جلالی فراهانی، مجید؛ مجید پور قورت تپه، جعفر و مشرف نیا، رحمت‌الله. (۱۳۹۴)، مقایسه سبک‌های رهبری تحول آفرین و عملگرا بر میزان موفقیت مربیان مرد در تیم‌های ورزشی استان هرمزگان در سال ۱۳۹۳؛ نهمین همایش بین‌المللی تربیت‌بدنی و علوم ورزشی.

21) Amore, M. A., Vasquez, J. P., & Faina, J. A. (2019). Transformational leadership and work engagement: exploring the mediating role of structural empowerment, *European Management Journal*, *DOI:* 10.1016/j.emj.2019.06.007.

22) Bass, B. M., & Avolio, B. J. (1995). MLQ Multifactor Leadership Questionnaire (2nd ed.). Mind Garden.

23) Brown, K. W., & Ryan, R. M. (2003). The benefits of being present: mindfulness and its role in psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84(4), 822-848.

24) Carleton, E. L., Barling, J., & Trivisonno, M. (2018). Leader's mindfulness and transformational leadership: The buffering effect of exercise . *Journal of business and psychology*, 27(3), 271-279.

25) Dietl, E. & Reb, J. (2019). Aself-regulation model of leader authenticity based on mindful self- regulated attention and political skill. Human relations. Andvance online publication. https://doi.org/10.1177.

26) Elyana, A., & Syamsul. M. Muzakki. (2019). Job satiafaction and organizational commitment effect in the transformational leadership towards employee performance. *European research on management and business economics*,www.elsevier.es/ermbe.

27) Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research, 18*, 39-50.

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

29) Hobfoll, S. E. (2001). The influence of culture, community, and the nested-self in the stress process: Advancing conservation of resources theory. *Applied Psychology*, 50(3), 337-421.

30) Janssen, O., Lam, C. K., & Huang, X. (2010). Emotional exhaustion and job performance: The moderating roles of distributive justice and positive affect. *Journal of Organizational Behavior*, 31(6), 787-809.

model, *Substantiality* 2020,12,10081, www.mdpi.com/journal/substatntiality.

45) Zhang, Z,. Wang,S,. Wang,W,. Shan, G,. Guo, S & Li, Y. (2020). Nurse job insecurity and emotional exhaustion: the mediating effect of presenteeism and the moderating effect of supervisor support, *frontiers in psychology*, 11, article 2239.

46) Zhang, X ., Zhao, C ., Niu, Z., Xu, S., & Wang, D. (2021). Job insecurity and safety behavior : the mediating role of insomnia and work engagement, *international journal of environmental research and public health*, 18,581

31) König, C. J., Debus, M. E., Häusler, S., Lendenmann, N. & Kleinmann, M. (2010). Examining occupational self-efficacy, work locus of control and communication as moderators of the job insecurity-job performance relationship. *Economic and Industrial Democracy*, 31(2), 231-247.

32) Lam, C. F., Liang, J., Ashford, S. J., & Lee, C. (2015). Job insecurity and organizational citizenship behavior: Exploring curvilinear and moderated relationships. *Journal of Applied Psychology*, 100(2), 499-510.

33) Lee, S., Kim, S. L. & Yun, S. (2018). A moderated mediation model of the relationship between abusive supervision and knowledge sharing. *leadership Quarterly*, 29(3), 403-413.

34) Li, X., & Ju, H. (2018). Why and when job insecurity breeds abusive supervision. *Academy of Management Proceedings*, (1), 13198.

35) Piccoli, B., & De Witte, H. (2015). Job insecurity and emotional exhaustion: Testing psychological contract breach versus distributive injustice as indicators of lack of reciprocity. *Work & Stress*, 29(3), 246-263.

36) Pinck, A.S & Sonnentage, S. (2018). Leader mindfulness and employee well-being: the mediating role of transformational leadership. *Spring science + business media*,June.

37) Qian, S. S., Yuan, Q., Lim, V. K. G., Niu, W., & Liu, Z. (2020). Do job insecure leaders perform less transformational leadership ? the role of emotional exhaustion and trait mindfulness, *Journal of leadership & organizational studies* , 8(9),1-13.

38) Rezazadeh, E. (2017). Effect of factors on employee's unethical behavior in organizations in Urmia companies, Tehran, *international conference on the management, economics and marketing*.

39) Stankeviciute, Z., Staniskiene, E & Ramanauskaite, J. (2021). The impact of job insecurity on employee happiness at work: a case study of robotised production line operators in furniture industry in Lithuania, *Substantiality*, 13,1563.

40) Trougakos, J. P., Beal, D. J., Cheng, B. H., Hideg, I., & Zweig, D. (2015). Too drained to help: A resource depletion perspective on daily interpersonal citizenship behaviors. *Journal of Applied Psychology*, 100(1), 227-236.

41) Vander Elst, T., Van den Broeck, A., De Cuyper, N., & De Witte, H. (2014). On the reciprocal relationship between job insecurity and employee well-being: Mediation by perceived control? ,*Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 87(4), 671-693.

42) 42. Venus, M., Stam, D., & Van Knippenberg, D. (2013). Leader emotion as a catalyst of effective leader communication of visions, value-laden messages, and goals. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 122(1), 53-68.

43) Yu,S.,Gong, X. , Wu, N,. Liu, S & Gong,X.X. (2021). Job insecurity and employee's extra- role behavior : moderated mediation model of negative emotion and workplace friendship, *frontiers in psychology*, 12, article 631062.

44) Yu, S., Gong, X., & Wu, N. (2020). Job insecurity and employee engagement : a moderated Dual path

Leadership and Management Studies in Educational Organization
Vol. (2) Issue (6) Summer 2022

The Relationship between Leaders' Job Insecurity and Transformational Leadership with the Mediating Role of Emotional Exhaustion and Moderating Trait Mindfulness

Abstract

This research was conducted with the aim of investigating the relationship between job insecurity and transformational leadership behavior with the mediation of emotional exhaustion and the moderation of mindfulness. The statistical population of the research was the employees and managers of Payam Noor University. According to the size of the population, using Cochran's formula and simple random sampling method, 104 people were selected as the sample size. To collect data, Neisy job security Questionnaire (2000), Maslach Exhaustion Questionnaire (1986), Brown and Ryan's Mindfulness Scale (2003) and Bass and Avolio Transformational Leadership Questionnaire (2000) were used. The validity of the questionnaire was verified by experts and reliability was measured using Cronbach's alpha coefficient. Cronbach's alpha of job security, emotional exhaustion, transformational leadership, and mindfulness were reported as 0.922, 0.828, 0.972, and 0.928, respectively. For data analysis, descriptive (frequency and percentage) and inferential (Kolmogorov-Smirnov and structural equation method with partial least squares approach) were used through Amos software. The results of the research showed that there is a significant relationship between job insecurity of leaders and emotional exhaustion, and it also showed that emotional exhaustion mediates the relationship between job insecurity and transformational leadership; In addition, the results showed that mindfulness moderates the relationship between job insecurity and emotional exhaustion.

Keywords: transformational leadership, emotional exhaustion, trait mindfulness, job insecurity.