

نقش تعدیل‌کننده صفت شخصیتی وجدانی بودن در رابطه بین فرسودگی
عاطفی و عملکرد شغلی

The moderating role of conscientiousness personality trait in the
relationship between emotional exhaustion and job performance

Nasrin Arshadi
Saleheh Piryaei

نسرين ارشدي*
صالحه پيريائي**

Abstract:

The purpose of this study was to investigate the moderating role of conscientiousness personality trait in the relationship of emotional exhaustion with job performance (task performance, organizational citizenship behaviors). The participants of this study consisted of 400 high school teachers in Khuzestan province (260 male & 140 female) that were selected by multi-stage random sampling method. The instruments used in this study were Maslach Burnout Inventory (MBI), NEO Five Factor Inventory (NEO-FFI) and Job Performance Scale (JPS). Data were analyzed by Pearson correlation coefficient and analysis of moderated hierarchical regression. The results showed that there was a significant negative relationship between emotional exhaustion and job performance and (task performance, organizational citizenship behaviors). Further, moderated regression analysis showed that conscientiousness personality trait moderated these relationships significantly. According to these findings, emotional exhaustion is an important factor in reducing teachers' job performance and this relationship is stronger in teachers with low levels of conscientiousness personality trait.

Keywords: Emotional exhaustion, conscientiousness, job performance

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی نقش تعدیل‌کننده صفت شخصیتی وجدانی بودن در رابطه بین فرسودگی عاطفی و عملکرد شغلی (عملکرد تکلیفی، رفتار مدنی سازمانی معطوف به فرد و رفتار مدنی سازمانی معطوف به سازمان) بود. شرکت‌کنندگان این پژوهش ۴۰۰ نفر از دبیران دبیرستان‌های استان خوزستان (۲۶۰ مرد و ۱۴۰ زن) بودند که به روش تصادفی چندمرحله‌ای نسبی انتخاب شدند. ابزار جمع‌آوری داده‌ها شامل پرسشنامه فرسودگی شغلی مسلج (MBI)، پرسشنامه پنج عاملی نئو (NEO-FFI) و مقیاس عملکرد شغلی (JPS) بود. داده‌ها با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون و تحلیل رگرسیون سلسله‌مراتبی تعدیلی تحلیل شدند. نتایج نشان دادند که فرسودگی عاطفی رابطه منفی و معنی‌داری با عملکرد شغلی (عملکرد تکلیفی، رفتار مدنی سازمانی معطوف به فرد و رفتار مدنی سازمانی معطوف به سازمان) دارد، و یافته‌های تحلیل رگرسیون تعدیلی، نقش تعدیل‌گر صفت شخصیتی وجدانی بودن را در این روابط مورد تأیید قرار دادند. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که فرسودگی عاطفی عامل مهمی در کاهش سطح عملکرد شغلی دبیران است و این رابطه در دبیرانی که در صفت وجدانی بودن پایین‌ترند، نیرومندتر است.

واژه‌های کلیدی: فرسودگی عاطفی، وجدانی بودن، عملکرد شغلی

narshadi@scu.ac.ir

* دانشیار گروه روانشناسی صنعتی و سازمانی، دانشگاه شهید چمران اهواز (نویسنده مسئول)
** دانشجوی دکتری روانشناسی تربیتی، دانشگاه الزهراء (س)

مقدمه

از جمله موضوعات مهم در مطالعات سازمانی این است که کارکنان چگونه الزامات و شرایط موجود در محیط کار خود را تجربه می‌کنند و به آن واکنش نشان می‌دهند (سویدر و زیمرمن، ۲۰۱۰). به دلیل گستردگی و اهمیت این مطلب، توجه بسیاری از پژوهشگران به موضوع فرسودگی شغلی^۱، موضوعی بسیار مهم در پژوهش‌های روانشناختی طی سه دهه اخیر، معطوف شده است (آلارکون، ۲۰۱۱). به اعتقاد اونیل و زیباو (۲۰۱۰) فرسودگی شغلی به طور ویژه در پاسخ به فشارهای روانی عاطفی و هیجانی ناشی از تعاملات موجود در محیط کار شکل می‌گیرد. مطالعات نشان داده‌اند که فرسودگی شغلی می‌تواند عامل ایجاد اضطراب، افسردگی، کاهش عزت‌نفس و کاهش سلامت روانی کارکنان باشد (مسلج، ۲۰۰۳). از سوی دیگر، فرسودگی شغلی کارکنان هزینه‌های بسیاری برای افراد و سازمان‌ها به دنبال دارد و به پیامدهای منفی بسیاری همچون ناخشنودی شغلی (ایبما، اسمالدر و بانگرس، ۲۰۱۰)، تعهد سازمانی پایین (هاکانن، بکر و اسکافلی، ۲۰۰۶)، عملکرد شغلی ضعیف، قصد ترک شغل بالا و آثار منفی در ارتباط با سلامت روانشناختی و جسمانی کارکنان منجر خواهد شد (چن و کاو، ۲۰۱۲).

فرسودگی شغلی واکنشی روان‌شناختی به فشار روانی شغلی است که شامل سه مؤلفه فرسودگی عاطفی^۲، فردیت‌زدایی^۳، و ادراکات مربوط به ناکارآمدی شخصی^۴ است (مسلج، ۲۰۱۱). در این تعریف، فرسودگی عاطفی به معنای تحلیل انرژی یا منابع عاطفی و هیجانی است که به عنوان متغیر اصلی برای فهم فرایند فرسودگی شغلی در نظر گرفته می‌شود. فردیت‌زدایی نوعی فاصله بین فردی و فقدان ارتباط با همکاران و مراجعان است و احساس ناکارآمدی شخصی به ارزیابی منفی فرد از خود اشاره دارد. هر چند مفهوم‌پردازی‌های متعددی از فرسودگی شغلی وجود دارد اما همگی شامل فرسودگی عاطفی به عنوان مؤلفه اصلی فرسودگی شغلی هستند که حالتی مزمن از فشار روان‌شناختی ناشی از فشارزاهای شغلی است (بابا، توریگنی، وانگ و لیو، ۲۰۰۹). به اعتقاد مسلج و لیتز (۲۰۰۸) فرسودگی شغلی، با فرسودگی عاطفی که هسته اصلی و مهم‌ترین بُعد فرسودگی شغلی است، آغاز می‌شود (اسپنس لانچینگر و گراو، ۲۰۱۲). فرسودگی عاطفی برخاسته از احساس تنش و ناکامی در جریان نگرانی افراد از ناتوانی در انجام دادن فعالیت‌ها و حفظ عملکرد شغلی همانند گذشته است (کوردز و دافرتی، ۱۹۹۳). همچنین، فرسودگی عاطفی به عنوان جزء فشارزای فرسودگی شغلی به شمار می‌رود و شامل احساس تخلیه هیجانی و از دست رفتن منابع عاطفی و فیزیکی است. وجود چنین حسی به گسترش احساس بدبینی در افراد منجر می‌شود که نگرش‌های منفی و نامطلوب

-
1. job burnout
 2. emotional exhaustion
 3. depersonalization
 4. reduced personal accomplishment

نسبت به کار و سایر افراد را در کارکنان شکل خواهد داد و به عنوان مؤلفه نگرشی فرسودگی شغلی محسوب می‌گردد. در نتیجه، به نظر می‌رسد الگوی مسلج در ارتباط با فرسودگی شغلی بر این اساس که تنش و احساس عدم کفایت که مشخصه اصلی فرسودگی عاطفی است همراه با واکنش شخصیت زدایی، افراد را به سمت داشتن این حس که ناکارآمدتر از گذشته هستند سوق خواهد داد، بهترین الگو برای پیش‌بینی سطح عملکرد شغلی است و فرسودگی عاطفی به عنوان مهم‌ترین مؤلفه فرسودگی شغلی در این زمینه به شمار می‌رود (سویدر و زیمرمن، ۲۰۱۰).

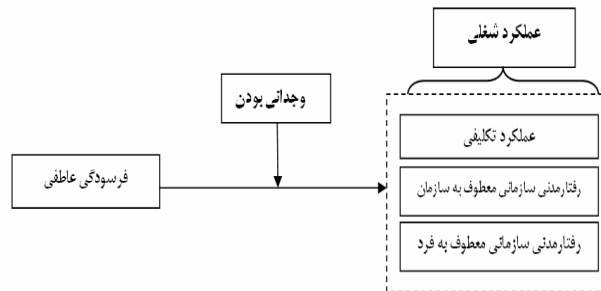
باکر، دموروتی و وربک^۱ (۲۰۰۴) نشان دادند فرسودگی شغلی اثر منفی بر رفتارهای رسمی و غیررسمی کارکنان دارد. رفتار رسمی به عنوان عملکرد تکلیفی^۲ شناخته شده است، در حالی که رفتارهای غیر رسمی به رفتارهای مدنی سازمانی^۳ اشاره دارند (چن و کائو، ۲۰۱۲). در گذشته جهت بررسی عملکرد شغلی کارکنان تنها به آن دسته از رفتارهایی توجه می‌شد که به عنوان وظایف اصلی شغلی افراد به شمار می‌آمدند، در شرح شغل آنان ذکر شده بود و در نظام پاداش مورد تشویق قرار می‌گرفتند. این رفتارها را اصطلاحاً عملکرد درون نقشی^۴ می‌نامند. ون‌داین و لپین (۱۹۹۸) بین دو عملکرد درون نقشی و عملکرد فرانقشی^۵ تمایز قابل شدند. رفتار درون نقشی (عملکرد تکلیفی) رفتار ضروری و مورد انتظار و مبنای عملکرد مشخص شده‌ای است که در راستای اهداف سازمانی قرار دارد و بیانگر انجام دادن به موقع و تمام و کمال وظایف محول شده به کارکنان در سازمان است (ویلیامز و اندرسون، ۱۹۹۱). در حالی که رفتارهای مدنی سازمانی، رفتارهای اختیاری را شامل می‌شوند. به عبارتی رفتارهای مدنی سازمانی به رفتارهایی اختیاری اشاره دارند که به وضوح توسط سیستم پاداشی رسمی سازمان مشخص نشده‌اند و در نهایت به ارتقای عملکرد سازمان منجر می‌شوند (ارگان، ۱۹۹۷). همچنین، ویلیامز (۲۰۰۱) دو نوع از رفتارهای مدنی سازمانی را معرفی نمود. رفتار مدنی معطوف به سازمان شامل اعمالی از قبیل نشان دادن وفاداری به سازمان و رفتارهای مدنی معطوف به افراد شامل کمک به دیگر کارکنان در انجام دادن کارشان است. بنابراین برای داشتن رویکردی جامع در این زمینه باید تمامی ابعاد عملکرد شغلی را مورد بررسی قرار داد (چن و کائو، ۲۰۱۲). بسیاری از مطالعاتی که تاکنون در زمینه فرسودگی شغلی انجام شده‌اند، تأکیدشان بر ویژگی‌های شغل بوده است. به عبارتی، هرچند مطالعات فراوان به نقش آسیب‌زای فرسودگی شغلی و تأثیرات نامطلوب آن بر پیامدهای مختلف فردی و سازمانی پرداخته‌اند، اما هنوز تبیین‌های مناسبی برای تفاوت‌های فردی کارکنان در زمینه تجربه فرسودگی شغلی (به ویژه فرسودگی عاطفی) در شرایط وجود عوامل فشارزای یکسان و همچنین میزان تأثیرگذاری بر پیامدها ارائه نشده است. به

-
1. Bakker, Demerouti, & Verbeke
 2. ask performance
 3. organizational citizenship behavior
 4. in-role performance
 5. extra-role performance

عبارتی، ممکن است در زمینه شغلی و حرفه‌ای یکسان، برخی از کارکنان سطوح بالاتر و یا پایین‌تر فرسودگی عاطفی را تجربه کنند و میزان اثرگذاری تجربه فرسودگی عاطفی بر پیامدهای فردی و سازمانی آن‌ها متفاوت باشد (اونیل و زیباو، ۲۰۱۰). پژوهش‌ها نشان داده‌اند که صفات شخصیتی، تفاوت‌هایی در افراد مختلف در سازگاری با عوامل فشارزای شغلی ایجاد می‌کند (مارتین، اودز و کاپوتی، ۲۰۱۲). شخصیت افراد بر اساس الگوی پنج عامل بزرگ شخصیت^۱ که به عنوان یک الگوی طبقه‌بندی جامع برای ساختار بندی و درک صفات شخصیتی شناسایی شده است، مشتمل بر پنج صفت برون‌گرایی^۲، روان‌رنجورخویی^۳، وجدانی بودن^۴، تجربه‌پذیری^۵ و توافق‌پذیری^۶ است. افراد دارای صفت وجدانی بودن، کارآمد، واجد صلاحیت، سخت‌کوش، قابل اتکا و بلند همت هستند (اونیل و زیباو، ۲۰۱۰). مطالعات نشان داده‌اند که صفت وجدانی بودن بر میزان تجربه فرسودگی عاطفی و اثرگذاری آن بر پیامدهای مختلف تأثیرگذار است و این مسئله به دلیل اخلاق کاری و میزان استقامت و پشتکار آنهاست (کاستا و مک‌کری، ۱۹۸۴). از سویی، فرسودگی عاطفی، پدیده‌ای رایج در فعالیتهای حرفه‌ای است (اونیل و زیباو، ۲۰۱۰). در این میان، معلمان به واسطه ماهیت شغلی خود با مشکلات بسیاری همچون حجم بالایی از کار، افت تحصیلی دانش‌آموزان، حقوق و مزایای ناکافی و کلاس‌های پرجمعیت و از این قبیل مواجه هستند. چنین مشکلاتی تأثیری جدی بر سلامت روان آنان دارد. استمرار این مشکلات و افزایش سطح آسیب‌پذیری در نهایت به افزایش فرسودگی شغلی در آنان منجر خواهد شد. فرسودگی شغلی نیز علاوه بر تأثیرات منفی روانی، فیزیولوژیکی و اجتماعی که بر معلمان دارد، دانش‌آموزان و سیستم آموزشی را نیز تحت تأثیر قرار خواهد داد و منجر به افت کیفیت فعالیت‌های آموزشی آنان خواهد شد (پورصادق، ۱۳۹۱). بر این اساس، می‌توان این حیطة از پژوهش را از جمله مهم‌ترین موضوعات پژوهشی در نظام آموزش و پرورش دانست. با این وجود، مطالعه پیشینه پژوهشی موجود نشان می‌دهد که هنوز توجه ویژه‌ای به بررسی این رابطه و نقش تفاوت‌های فردی و صفات شخصیتی افراد در این زمینه در نظام آموزش و پرورش کشور صورت نگرفته است. پژوهش حاضر با توجه به لزوم شناخت ساز و کار اثرگذاری فرسودگی شغلی بر پیامد مهمی همچون عملکرد شغلی، با هدف بررسی رابطه فرسودگی عاطفی به عنوان مهم‌ترین بُعد فرسودگی شغلی با عملکرد شغلی و انواع آن (عملکرد تکلیفی، رفتار مدنی معطوف به سازمان و رفتار مدنی معطوف به فرد) با توجه به نقش تعدیل‌کننده صفت شخصیتی وجدانی بودن صورت گرفته است. بر این اساس، فرضیه‌های ۱ تا ۳ در پژوهش حاضر به ترتیب به رابطه منفی فرسودگی عاطفی با

-
1. big five
 2. extraversion
 3. neuroticism
 4. conscientiousness
 5. openness to experience
 6. agreeableness

عملکرد تکلیفی، رفتار مدنی معطوف به سازمان و رفتار مدنی معطوف به فرد اشاره دارند. فرضیه‌های ۴ تا ۶ نیز به بررسی نقش تعدیل‌گر صفت شخصیتی وجدانی بودن در هر یک از این روابط می‌پردازد. نمودار ۱ انگاره مفروض روابط بین متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد.



نمودار ۱

انگاره مفروض روابط بین متغیرهای پژوهش حاضر

روش

جامعه آماری، نمونه و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری پژوهش حاضر شامل کلیه دبیران دبیرستان‌های استان خوزستان با تعداد ۱۷۰۰ نفر در سال ۱۳۹۰ بود. شرکت‌کنندگان در پژوهش ۴۰۰ نفر بودند که با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی چند مرحله‌ای نسبی انتخاب شدند. روش کار به این ترتیب بود که ابتدا از بین دبیرستان‌های شهرستان‌های اهواز، دزفول، رامهرمز، بهبهان و آبادان به صورت تصادفی چند دبیرستان و سپس تعدادی از دبیران به نسبت جمعیت دبیران هر یک از دبیرستان‌ها، به صورت تصادفی انتخاب شدند. از ۴۰۰ پرسشنامه توزیع شده تعداد ۳۴۲ پرسشنامه برگشت داده شدند (نرخ برگشت ۸۵/۵٪). میانگین سن شرکت‌کنندگان در پژوهش ۴۰/۶۸ سال با انحراف معیار ۶/۱۲ و میانگین سابقه خدمت آنها ۱۹/۲۱ با انحراف معیار ۶/۶۲ سال بود.

ابزار سنجش

پرسشنامه فرسودگی شغلی. برای سنجش فرسودگی عاطفی (مؤلفه اصلی فرسودگی شغلی) از مؤلفه فرسودگی عاطفی پرسشنامه فرسودگی شغلی مسلج^۱ (MBI) استفاده شد. این پرسشنامه دارای ۲۵ ماده است که ۹ ماده آن مؤلفه فرسودگی عاطفی را می‌سنجد. پاسخ‌ها در این پرسشنامه روی مقیاس هفت

1. Maslach Burnout Inventory (MBI)

درجه‌ای از ۱ (هرگز) تا ۷ (همواره) نمره‌گذاری می‌شوند. در این پژوهش از نسخه ترجمه‌شده اسماعیلی سودرجانی (۱۳۸۹) استفاده شد. مسلج و لیتر (۲۰۰۸) ضریب آلفای کرونباخ این پرسشنامه را ۰/۹۰ گزارش نمودند. اسماعیلی سودرجانی (۱۳۸۹) روایی این پرسشنامه را از طریق همبسته کردن با یک سؤال کلی ۰/۷۳ ($P < ۰/۰۰۱$) و ضرایب پایایی آن را با استفاده از روش‌های آلفای کرونباخ و تنصیف به ترتیب ۰/۸۶ و ۰/۷۷ گزارش کرده است. در پژوهش حاضر پایایی این مقیاس به روش آلفای کرونباخ ۰/۸۲ به دست آمد که حاکی از پایایی مطلوب آن است.

پرسشنامه پنج عاملی نئو. در پژوهش حاضر به منظور سنجش صفت شخصیتی وجدانی بودن از ماده‌های مربوط به خرده‌مقیاس وجدانی بودن در پرسشنامه پنج عامل بزرگ شخصیت نئو^۱ کاستا و مک‌کری (۱۹۹۲) استفاده شد. این پرسشنامه ۵ صفت شخصیتی روان‌رنجورخویی، برون‌گرایی، تجربه‌پذیری، توافق‌پذیری و وجدانی بودن را می‌سنجد. خرده‌مقیاس وجدانی بودن دارای ۱۲ ماده است و نمره‌گذاری پاسخ‌ها روی مقیاس لیکرت ۵ درجه‌ای از ۱ (کاملاً موافقم) تا ۵ (کاملاً مخالفم) صورت می‌گیرند. ملازاده (۱۳۸۱) پایایی خرده‌مقیاس وجدانی بودن را به روش بازآزمایی (آزمون مجدد) ۰/۸۵ و ضریب آلفای کرونباخ آن را ۰/۸۷ محاسبه کرده است. وی همچنین روایی همزمان این خرده‌مقیاس را با پرسشنامه تجدیدنظرشده کالیفرنیا^۲ و پرسشنامه چندجنبه‌ای شخصیت مینه‌سوتا^۳ در سطح مطلوبی گزارش کرده است. در پژوهش حاضر ضریب آلفای کرونباخ این مقیاس ۰/۷۸ محاسبه شد.

پرسشنامه عملکرد شغلی. در پژوهش حاضر جهت سنجش عملکردشغلی از پرسشنامه عملکرد شغلی ویلیامز و اندرسون (۱۹۹۱) استفاده شد. پرسشنامه عملکرد شغلی دارای ۲۱ ماده و شامل عملکرد تکلیفی (۷ ماده)، مثال: تکالیف مورد انتظار در شغل را انجام می‌دهم، رفتار مدنی سازمانی معطوف به فرد (۷ ماده)، مثال: به همکارانی که غیبت داشته‌اند کمک می‌کنم) و رفتار مدنی معطوف به سازمان (۷ ماده)، مثال: حضور در محل کار بالاتر از حد معمول است) است. پاسخ‌ها به این پرسشنامه روی یک مقیاس ۵ درجه‌ای از ۱ (کاملاً مخالفم) تا ۵ (کاملاً موافقم) مشخص می‌شوند. در این پژوهش از نسخه ترجمه‌شده اسماعیلی سودرجانی (۱۳۸۹) استفاده شد. نتایج حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی نشان داده است که کلیه ماده‌های این پرسشنامه دارای بارهای عاملی معنی‌داری بر عامل‌های خود هستند و ساختار ۳ عاملی این پرسشنامه مورد تأیید قرار می‌گیرد (ویلیامز و اندرسون، ۱۹۹۱). ویلیامز و اندرسون (۱۹۹۱) ضرایب پایایی عملکرد تکلیفی،

-
1. NEO-Five Factor Inventory
 2. California Psychological Inventory (CPI)
 3. Minnesota Multiphasic Personality Inventory (MMPI)

رفتار مدنی سازمانی معطوف به فرد و رفتار مدنی سازمانی معطوف به سازمان را با استفاده از روش آلفای کرونباخ به ترتیب ۰/۹۰، ۰/۸۸ و ۰/۸۳ و روایی آنان را در حد مطلوبی گزارش کرده‌اند. اسماعیلی سودرچانی (۱۳۸۹) ضریب روایی ملاکی عملکرد تکلیفی را از طریق همبسته کردن آن با پرسشنامه عملکرد شغلی پاترسون^۱ (۱۹۳۲) ۰/۵۵ ($p < ۰/۰۰۱$) به دست آورد. وی همچنین ضرایب پایایی (آلفای کرونباخ) عملکرد تکلیفی، رفتار مدنی سازمانی معطوف به فرد و رفتار مدنی سازمانی معطوف به سازمان را به ترتیب ۰/۷۳، ۰/۷۸ و ۰/۷۳ گزارش نمود. در پژوهش حاضر ضرایب آلفای کرونباخ ابعاد پرسشنامه عملکرد شغلی به ترتیب برای سه بُعد عملکرد تکلیفی، رفتار مدنی سازمانی معطوف به فرد و رفتار مدنی سازمانی معطوف به سازمان ۰/۸۸، ۰/۷۹ و ۰/۸۴ به دست آمدند.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این پژوهش برای بررسی رابطه مستقیم میان متغیرها از همبستگی پیرسون و برای بررسی روابط تعاملی مربوط به متغیر تعدیل‌کننده از روش تحلیل رگرسیون سلسله‌مراتبی تعدیلی استفاده شد. لازم به ذکر است برای بررسی روابط تعاملی دو متغیر مستقل پیوسته در پیش‌بینی یک متغیر وابسته، ابتدا باید متغیر مستقل اول، سپس متغیر مستقل دوم (متغیر تعدیل‌کننده) و در نهایت تعامل این دو (که از ضرب بردارهای آن دو ایجاد می‌شود) وارد تحلیل رگرسیون شوند و اگر متغیر تعامل واری اثر دو متغیر مستقل، واریانس تبیین شده متغیر وابسته را به طور معنی‌داری بالا برد، می‌توان اظهار داشت که متغیر مستقل دوم یا همان متغیر تعدیل‌کننده، رابطه‌ی بین متغیر مستقل اول و متغیر وابسته را تعدیل می‌کند (به نقل از هاشمی شیخ شبانی، ۱۳۸۶). بر این اساس در پژوهش حاضر متغیر پیش‌بین فرسودگی عاطفی در گام اول، متغیر تعدیل‌کننده وجدانی بودن در گام دوم و تعامل فرسودگی عاطفی با این متغیر در گام سوم وارد شدند. همچنین، جهت روشن شدن ماهیت اثرهای تعدیل‌کننده، نمودار تعامل با استفاده از ضرایب رگرسیون استاندارد خطوط رگرسیون برای افراد بالا روی متغیرهای تعدیل‌کننده (۱ انحراف معیار بالای میانگین) و پایین (۱ انحراف معیار زیر میانگین) رسم شدند.

یافته‌ها

یافته‌های توصیفی شامل میانگین، انحراف معیار و ماتریس ضرایب همبستگی متغیرها در جدول ۱ و نتایج تحلیل رگرسیون سلسله‌مراتبی تعدیلی به ترتیب در جدول‌های ۲، ۳ و ۴ نشان داده شده‌اند.

1. Paterson

جدول ۱

میانگین، انحراف معیار و ماتریس ضرایب همبستگی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	انحراف معیار	ضرایب همبستگی				
			۱	۲	۳	۴	۵
۱ فرسودگی عاطفی	۱۹/۲۴۳	۵/۵۸۷	-				
۲ وجدانی بودن	۳۷/۴۴۶	۱۷/۰۵۴	-۰/۷۷	-			
۳ عملکرد تکلیفی	۲۷/۱۸۴	۶/۶۳۳	-۰/۷۶	۰/۶۲	-		
۴ رفتارهای مدنی معطوف به سازمان	۲۶/۱۸۷	۷/۷۷۶	-۰/۷۹	۰/۶۴	۰/۹۶	-	
۵ رفتارهای مدنی معطوف به فرد	۲۵/۹۴۷	۶/۸۲۶	-۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۹۳	۰/۷۸	-

کلیه ضرایب همبستگی در سطح $p < ۰/۰۰۱$ معنی دار هستند.

نتایج مندرج در جدول ۱ نشان می‌دهند که ضرایب همبستگی پیرسون فرسودگی عاطفی با عملکرد تکلیفی، رفتارهای مدنی معطوف به سازمان و معطوف به فرد در سطح $P < ۰/۰۰۱$ معنی دار است. بر این اساس فرضیه های ۱ تا ۳ پژوهش حاضر به ترتیب مبنی بر رابطه منفی فرسودگی عاطفی با عملکرد تکلیفی، رفتارهای مدنی معطوف به سازمان و معطوف به فرد، مورد تأیید قرار گرفتند.

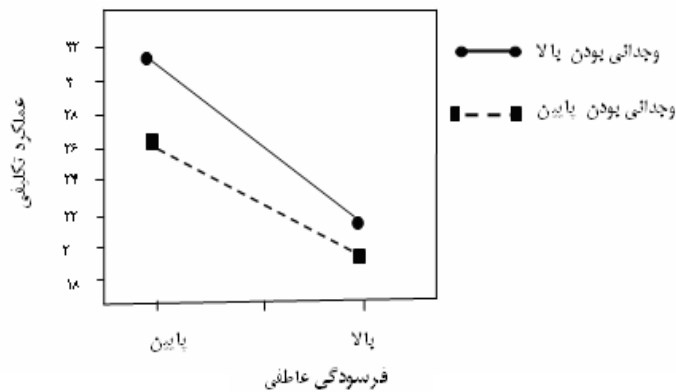
جدول ۲

نتایج تحلیل رگرسیون سلسله‌مراتبی تعدیلی برای اثرهای تعاملی فرسودگی عاطفی و وجدانی بودن در

پیش‌بینی عملکرد تکلیفی

	ضرایب رگرسیون			F P	R ²	R	شاخص های آماری متغیرهای پیش بین
	۱	۲	۳				
β	-۰/۷۳۶			۱۰۵/۹۶۴	۰/۵۳۴	۰/۷۳۰	فرسودگی عاطفی
p	۰/۰۰۰۱			۰/۰۰۱			
β	-۰/۶۳	۰/۱۳۹		۸۱/۵۹۴	۰/۵۴۲	۰/۷۳۶	وجدانی بودن
p	۰/۰۰۰۱	۰/۰۵		۰/۰۰۱			
β	-۰/۸۲	-۰/۷۹	۰/۶۴	۷۱/۲۸۵	۰/۵۶۴	۰/۷۵۰	فرسودگی عاطفی × وجدانی بودن
p	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۱			

با مشاهده جدول ۲ می‌توان دریافت که فرسودگی عاطفی ۵۳/۴ درصد واریانس عملکرد تکلیفی را تبیین می‌کند. متغیر تعدیل‌کننده وجدانی بودن با اضافه شدن به معادله رگرسیون ۰/۸ درصد واریانس انحصاری افزوده معنی‌دار برای عملکرد تکلیفی پدید آورد. در نهایت زمانی که تعامل فرسودگی عاطفی و وجدانی بودن به معادله رگرسیون اضافه شد، این تعامل ۲/۲ درصد واریانس انحصاری افزوده معنی‌دار برای عملکرد تکلیفی به همراه داشت. تعامل معنی‌دار مذکور بدین معنی است که رابطه فرسودگی عاطفی و عملکرد تکلیفی در سطوح بالا و پایین متغیر تعدیل‌کننده متفاوت است. به منظور روشن ساختن ماهیت اثرهای تعدیل‌گر، نمودارهای تعامل با استفاده از ضرایب رگرسیون استاندارد خطوط رگرسیون برای افراد بالا و پایین روی متغیر تعدیل‌گر (۱ انحراف معیار بالای میانگین) و پایین (۱ انحراف معیار زیر میانگین) رسم شد. نمودار ۲ نحوه تعامل فرسودگی عاطفی و صفت شخصیتی وجدانی بودن را در ارتباط با عملکرد تکلیفی نشان می‌دهد.



نمودار ۲

اثرات تعاملی فرسودگی عاطفی و وجدانی بودن در پیش‌بینی عملکرد تکلیفی

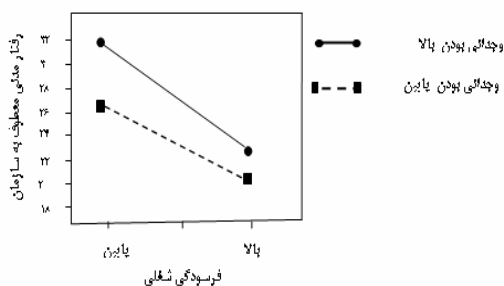
همانگونه که نمودار ۲ نشان می‌دهد فرسودگی عاطفی در افرادی که روی صفت شخصیتی وجدانی بودن در سطح بالاتری هستند، رابطه ضعیف‌تری با عملکرد تکلیفی دارد، به این معنا که رابطه منفی بین فرسودگی عاطفی و عملکرد تکلیفی در افرادی که روی متغیر وجدانی بودن در سطح بالاتری هستند، ضعیف‌تر است. به این ترتیب، نتایج حاصل، نقش تعدیل‌گر صفت شخصیتی وجدانی بودن را در رابطه فرسودگی عاطفی و عملکرد تکلیفی (فرضیه ۴) مورد تأیید قرار می‌دهد.

جدول ۳

نتایج تحلیل رگرسیون سلسله مراتبی تعدیلی برای اثرهای تعاملی فرسودگی عاطفی و وجدانی بودن در پیش‌بینی عملکرد تکلیفی رفتارهای مدنی سازمانی معطوف به سازمان

	ضرایب رگرسیون			F P	R ²	R	شاخص‌های آماری متغیرهای پیش‌بین
	۳	۲	۱				
β	—	—	-۰/۷۷۱	۱۳۳/۷۴۴	۰/۵۹۲	۰/۷۶۹	فرسودگی عاطفی
p	—	—	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱			
β	—	۰/۱۲۹	-۰/۶۷۳	۱۰۲/۶۴۴	۰/۵۹۸	۰/۷۷۳	وجدانی بودن
p	—	۰/۰۵	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱			
β	۰/۴۹	-۰/۵۹	-۰/۷۲	۸۶/۶۳۱	۰/۶۱۲	۰/۷۸۲	فرسودگی عاطفی × وجدانی بودن
p	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱			

مندرجات جدول ۳ نشان می‌دهند که فرسودگی عاطفی به تنهایی ۵۹/۲ درصد واریانس رفتار مدنی سازمانی معطوف به سازمان را تبیین می‌کند. متغیر تعدیل‌کننده وجدانی بودن با اضافه شدن به معادله رگرسیون ۰/۶ درصد واریانس انحصاری افزوده معنی‌دار برای رفتار مدنی سازمانی معطوف به سازمان پدید آورد. در نهایت نیز تعامل فرسودگی عاطفی و وجدانی بودن به معادله رگرسیون اضافه گردید، این تعامل ۱/۴ درصد واریانس انحصاری افزوده معنی‌دار برای رفتار مدنی سازمانی معطوف به سازمان به همراه داشت. تعامل معنی‌دار مذکور بدین معنی است که رابطه فرسودگی عاطفی و رفتار مدنی سازمانی معطوف به سازمان در سطوح بالا و پایین متغیر تعدیل‌گر متفاوت است. به منظور روشن ساختن ماهیت اثرهای تعدیل‌گر، نمودارهای تعامل با استفاده از ضرایب رگرسیون استاندارد خطوط رگرسیون برای افراد بالا و پایین روی متغیر تعدیل‌گر (۱) انحراف معیار بالای میانگین) و پایین (۱) انحراف معیار زیر میانگین) رسم شد. نمودار ۳ نحوه تعامل فرسودگی عاطفی و صفت شخصیتی وجدانی بودن را در ارتباط با رفتار مدنی سازمانی معطوف به سازمان نشان می‌دهد.



نمودار ۳

اثرات تعاملی فرسودگی عاطفی و وجدانی بودن در پیش‌بینی رفتار مدنی معطوف به سازمان

با مشاهده نمودار ۳ می‌توان دریافت که فرسودگی عاطفی در افرادی که روی صفت شخصیتی وجدانی بودن در سطح بالاتری هستند، رابطه ضعیف‌تری با رفتار مدنی معطوف به سازمان دارد، به این معنا که رابطه منفی بین فرسودگی عاطفی و رفتار مدنی معطوف به سازمان در افرادی که روی متغیر وجدانی بودن در سطح بالاتری هستند، ضعیف‌تر است. به این ترتیب، نتایج حاصل، نقش تعدیل‌گر صفت شخصیتی وجدانی بودن را در رابطه فرسودگی عاطفی و رفتار مدنی معطوف به سازمان (فرضیه ۵) مورد تأیید قرار می‌دهد.

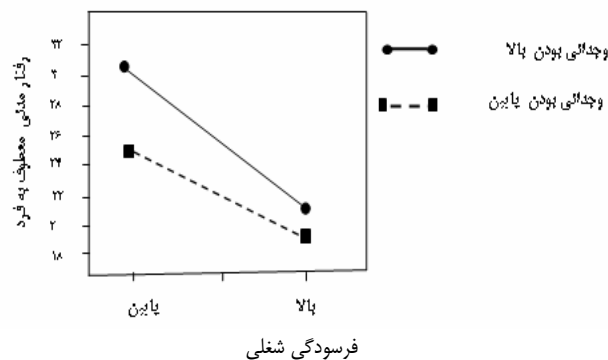
جدول ۴

نتایج تحلیل رگرسیون سلسله مراتبی تعدیلی برای اثرهای تعاملی فرسودگی عاطفی و وجدانی بودن در پیش‌بینی عملکرد تکلیفی رفتارهای مدنی سازمانی معطوف به فرد

	ضرایب رگرسیون			F P	R ²	R	شاخص‌های آماری متغیرهای پیش‌بین
	۳	۲	۱				
β			-۰/۸۰۷	۱۶۷/۷۵۲	۰/۶۴۵	۰/۸۰۳	فرسودگی عاطفی
p	—	—	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱			
β		۰/۳۲۱	-۰/۵۶۳	۱۴۹/۸۴۲	۰/۶۸۵	۰/۸۲۷	وجدانی بودن
p	—	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱			
β	۰/۳۳۹	-۰/۱۷۳	-۰/۸۲۳	۱۲۳/۰۱۴	۰/۶۹۱	۰/۸۳۱	فرسودگی عاطفی × وجدانی بودن
p	۰/۰۰۰۱	۰/۰۵	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱			

همان‌طور که مندرجات جدول ۴ نشان می‌دهند فرسودگی عاطفی پیش‌بین معنی‌داری برای رفتار مدنی سازمانی معطوف به فرد است و ۶۴/۵ درصد واریانس رفتار مدنی سازمانی معطوف به فرد را تبیین می‌کند. متغیر تعدیل‌گر وجدانی بودن با اضافه شدن به معادله رگرسیون ۰/۴ درصد واریانس انحصاری افزوده معنی‌دار برای رفتار مدنی سازمانی معطوف به فرد پدید آورد. در نهایت تعامل فرسودگی عاطفی و وجدانی بودن به معادله رگرسیون اضافه گردید، این تعامل ۰/۶ درصد واریانس انحصاری افزوده معنی‌دار برای رفتار مدنی سازمانی معطوف به فرد به همراه داشت. تعامل معنی‌دار مذکور بدین معنی است که رابطه فرسودگی عاطفی و رفتار مدنی سازمانی معطوف به فرد در سطوح بالا و پایین متغیر تعدیل‌گر متفاوت است. به منظور روشن ساختن ماهیت اثرهای تعدیل‌گر، نمودارهای تعامل با استفاده از ضرایب رگرسیون استاندارد خطوط رگرسیون برای افراد بالا روی متغیر تعدیل‌گر (۱) انحراف معیار بالای میانگین) و پایین (۱) انحراف معیار زیر میانگین)

رسم شد. نمودار ۴ نحوه تعامل فرسودگی عاطفی و صفت شخصیتی وجدانی بودن را در ارتباط با رفتار مدنی سازمانی معطوف به فرد نشان می‌دهد.



نمودار ۴

اثرات تعاملی فرسودگی عاطفی و وجدانی بودن در پیش بینی رفتار مدنی معطوف به فرد

با مشاهده نمودار ۴ می‌توان دریافت که فرسودگی عاطفی در افرادی که روی صفت شخصیتی وجدانی بودن در سطح بالاتری هستند، رابطه ضعیف‌تری با رفتار مدنی معطوف به فرد دارد، به این معنا که رابطه منفی بین فرسودگی عاطفی و رفتار مدنی معطوف به فرد در افرادی که روی متغیر وجدانی بودن در سطح بالاتری هستند، ضعیف‌تر است. به این ترتیب، نتایج حاصل، نقش تعدیل‌گر صفت شخصیتی وجدانی بودن را در رابطه فرسودگی عاطفی و رفتار مدنی معطوف به فرد (فرضیه ۶) مورد تأیید قرار می‌دهد.

بحث

هدف پژوهش حاضر بررسی نقش تعدیل‌کننده صفت شخصیتی وجدانی بودن در رابطه بین فرسودگی عاطفی و عملکرد شغلی (عملکرد تکلیفی، رفتار مدنی معطوف به فرد و رفتار مدنی معطوف به سازمان) بود. نتایج حاصل حاکی از تأیید فرضیه‌های اول تا سوم بودند و نشان دادند که فرسودگی عاطفی رابطه منفی معنی‌داری با عملکرد شغلی (عملکرد تکلیفی، رفتار مدنی معطوف به فرد و رفتار مدنی معطوف به سازمان) دارد. این یافته‌ها همسو با یافته‌های پیشین است (به عنوان مثال، یواس، باباکوس و کاراتپ، ۲۰۱۳، چن و

کاو، ۲۰۱۲ و سویدر و زیمرمن، ۲۰۱۰). فرسودگی شغلی به عنوان پیامد برخاسته از شرایط کاری فشارزا توأم با احساس فرسودگی عاطفی، بدبینی و فقدان توانایی انجام فعالیت‌های حرفه‌ای است. فرسودگی عاطفی جزء اصلی مفهوم فرسودگی شغلی و همراه با فقدان منابع، هیجانات مثبت و امید و از دست دادن انرژی و خستگی مفرط است. معلمانی که به فرسودگی عاطفی دچار می‌شوند، چنین احساس می‌کنند که قادر به سرمایه‌گذاری عاطفی و هیجانی در شغل خود نیستند و این امر مقدمه‌ای برای شخصیت‌زدایی و بدبینی در آنان است که آثار منفی بسیاری بر کیفیت کار و فعالیت‌های آموزشی آنان دارد (اوبرین، ۲۰۱۰). از آنجایی که معلمان دچار فرسودگی عاطفی نمی‌توانند از عهده تقاضاهای شغل خود برآیند، انرژی خود را برای انجام دادن کار از دست می‌دهند (اوبرین، ۲۰۱۰) و چنین تصور می‌کنند که کارآمد نیستند و نمی‌توانند کار خود را پیش ببرند در نتیجه احساس تنش و خستگی خواهند کرد (فدایی و دمیر، ۲۰۱۰). در مجموع، فرسودگی عاطفی و به دنبال آن پیامدهای نامطلوب به این دلیل شکل می‌گیرند که معلمان دور شدن از کار و کاهش سطح کیفیت فعالیت‌های آموزشی خود را به عنوان راهی برای جبران هزینه‌های ناشی از شغل تصور می‌کنند (مسلج، ۲۰۱۱). فرسودگی عاطفی سبب شکل‌گیری نگرش‌های منفی همچون ناخشنودی شغلی، تعهد سازمانی پایین و نیز کاهش سطح عملکرد شغلی می‌شود. به عبارتی، تجربه فرسودگی عاطفی موجبات اعمال تلاش کمتر و در نتیجه کاهش کمیت و کیفیت عملکرد شغلی را فراهم می‌آورد (سویدر و زیمرمن، ۲۰۱۰). نتایج حاصل از پژوهش حاضر حاکی از تأیید فرضیه‌های ۴ تا ۶ مبنی بر نقش تعدیل‌کننده صفت شخصیتی وجدانی بودن در رابطه فرسودگی عاطفی با عملکرد تکلیفی، رفتار مدنی سازمانی معطوف به فرد و رفتار مدنی سازمانی معطوف به سازمان به عنوان ابعادی از عملکرد شغلی در معلمان بود. این یافته‌ها همسو با پژوهش‌های اونیل و زیباو (۲۰۱۰) و یواس و همکاران (۲۰۱۳) هستند. در تبیین این یافته‌ها می‌توان چنین استدلال کرد که معلمان زمانی فرسودگی عاطفی را تجربه خواهند کرد که حس کنند منبع هیجانی و عاطفی آن‌ها تخلیه شده است (مسلج و جکسون، ۱۹۸۱). در چنین شرایطی افراد دارای صفت وجدانی بودن بالا کاهش عملکرد کمتری خواهند داشت و تنش و اضطراب کمتری را تجربه خواهند کرد. از سوی دیگر، در الگوی پنج عاملی شخصیت کاستا و مک‌کری، وجدانی بودن با ویژگی‌هایی همچون کفایت، تلاش برای موفقیت، نظم و ترتیب، خویشتن‌داری و احتیاط در تصمیم‌گیری در افراد مشخص می‌شود. افراد با نمره بالا روی صفت وجدانی بودن، بسیار دقیق، خوش‌قول و مطمئن هستند؛ همچنین نمره بالا در این مقیاس با موفقیت شغلی و تحصیلی همراه است و کسانی که در این مقیاس نمره پایینی کسب می‌کنند، اغلب در به کارگیری اصول اخلاقی دقیق نبوده و تلاش چندانی برای رسیدن به اهداف خود انجام نمی‌دهند (پورصادق، ۱۳۹۱). با توجه به ماهیت و طبیعت کار و سخت‌کوش این افراد، تعجب‌آور نیست که افراد دارای صفت وجدانی بودن بالا پیشرفت‌گرا نامیده شوند. گرایش این افراد به داشتن اخلاق کار بالا و پیشرفت، آنان را از فاصله گرفتن هدفمند و ارادی از کار به عنوان فرار از واقعیت باز

می‌دارد و به متمرکز شدن بر تحقق اهداف مرتبط به کار ترغیب می‌کند (اسپنس لانچینگ و گراو، ۲۰۱۲) و آنان را از وابسته بودن به دیگران برحذر می‌دارد (باریک و مانت، ۱۹۹۱). چنین صفتی به معلمان اجازه می‌دهد تا هیجانات، انگیزه‌ها و حالات درونی مثبت و منفی خود را هدایت و تنظیم کنند (بکر، دمروتی و تن براملهویس^۱، ۲۰۱۲). از سوی دیگر، صفت وجدانی بودن رابطه نیرومندی با عملکرد شغلی دارد و مهم‌ترین و معتبرترین صفت شخصیتی پیش‌بین عملکرد شغلی و رفتارهای مدنی سازمانی است، زیرا معلمان دارای صفت وجدانی بودن سخت‌کوش، کارآمد، پاسخگو، وظیفه‌شناس و هدفمند هستند و به ارتقای کیفیت فعالیت‌های آموزشی خود اهمیت می‌دهند (مک‌ایلوین، بکاریا و برتون، ۲۰۱۳). در نتیجه، زمانی که عملکرد شغلی منوط به وابستگی متقابل، روابط بین‌فردی مطلوب، کار مستمر و خلاقیت در محیط آموزشی است و منبع فرسودگی شغلی بیشتر برخاسته از درون افراد و احساسات آن‌ها نسبت به شغل است (همچون فرسودگی عاطفی)، افراد دارای صفت شخصیتی وجدانی بودن بالا به دلیل رجحانی که به انجام دادن رفتارهای برنامه‌ریزی شده دارند، بیشتر تلاش می‌کنند تا در راستای ارتقای کیفیت سطح عملکرد شغلی خود گام بردارند (مک‌ایلوین و همکاران، ۲۰۱۳).

نتیجه‌گیری

یافته‌های حاصل از پژوهش حاضر مضامین کاربردی بسیاری برای مدیران، معلمان و سیاست‌گذاران نظام آموزش و پرورش کشور دارد. به عنوان مثال، مدیران می‌بایست در غربال‌گری و گزینش افراد برای شغلی همچون معلمی که به میزان زیادی در معرض بروز علائم فرسودگی شغلی است، علاوه بر استعداد و علاقه‌مندی توجه ویژه‌ای به صفات شخصیتی این افراد داشته باشند. همانگونه که پژوهش‌ها (همچون یواس و همکاران، ۲۰۱۳؛ چن و کاو، ۲۰۱۲) نشان می‌دهند افرادی که در صفت شخصیتی وجدانی بودن در سطح بالایی هستند به‌گونه بهتری با پیامدهای ناشی از فرسودگی شغلی سازگاری می‌یابند و در نتیجه چنین افرادی گزینه‌های بسیار مناسبی برای مشاغل حساسی همچون معلمی خواهند بود. همچنین مدیریت باید گام‌های هوشمندانه‌ای در جهت شناسایی، حفظ و پیشرفت معلمان که در این صفت ارزشمند در سطح بالایی هستند، بردارد، زیرا چنین افرادی امکان پدید آمدن یک فضای روانی مثبت را در محیط کار فراهم می‌کنند و به عنوان الگویی برای همکاران خود به شمار خواهند رفت که عامل مهمی در کاهش وقوع علائم فرسودگی عاطفی و پیامدهای ناشی از آن است (یواس و همکاران، ۲۰۱۳). برگزاری دوره‌های آموزشی مختلف به منظور افزایش سطح مهارت‌های تخصصی و ارتباطی معلمان، گام مهمی در کاهش سطح فرسودگی شغلی به ویژه فرسودگی ناشی از گرانباری کمی و کیفی نقش خواهد بود. همچنین فراهم آوردن فضای آزاد برای گفتگوی معلمان با

مدیران و انتقال نیازها، کمبودها و مشکلات در زمینه‌های مختلف آموزشی و پرورشی و نیز استفاده از نظرات آنها در برنامه ریزی‌ها و سیاست‌گذاری‌های آموزشی و پرورش از عواملی هستند که در این زمینه نقش به‌سزایی دارند.

مطالعه پیشینه پژوهشی موجود نشان می‌دهد که با وجود تحقیقات متعددی که در کشور در زمینه فرسودگی شغلی صورت گرفته است، هنوز مطالعات تخصصی چندانی در جامعه معلمان انجام نشده و پژوهش‌ها عوامل فردی، شغلی و سازمانی محدودی را در زمینه فرسودگی شغلی معلمان شناسایی کرده‌اند و الگوی جامعی از تمامی عوامل ایجادکننده فرسودگی شغلی مورد بررسی قرار نگرفته است. پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آتی به بررسی دقیق این موضوع و تعیین نقش و قدرت پیش‌بینی‌کننده هر یک از این عوامل بپردازند و ویژگی‌های فردی دیگری را که در این زمینه تأثیرگذارند، شناسایی کنند.

منابع

ارشدی، نسرين (۱۳۸۶). طراحی و آزمودن الگویی از پیش‌بیندها و پیامدهای مهم انگیزش شغلی در کارکنان شرکت ملی مناطق نفت خیز جنوب - منطقه اهواز. پایان نامه دکتری روانشناسی، دانشگاه شهید چمران اهواز.

اسماعیلی سودرجانی، ایمان (۱۳۸۹). بررسی اثر فرسودگی عاطفی بر عملکرد شغلی با میانجی‌گری انگیزش شغلی در کارکنان شرکت ملی مناطق نفت خیز جنوب-منطقه اهواز. پایان نامه کارشناسی ارشد روانشناسی صنعتی و سازمانی، دانشگاه شهید چمران اهواز.

پورصادق، ناصر (۱۳۹۱). راهبردهای مقابله با فرسودگی شغلی کارکنان در تعامل با کارکردهای شخصیت. فصلنامه مطالعات مدیریت راهبردی، ۱۰، ۷۷-۸۲.

ملازاده، جواد (۱۳۹۱). رابطه سازگاری زناشویی با عوامل شخصیت و سبک‌های مقابله‌ای در فرزندان شاهد. پایان نامه دکتری روانشناسی، دانشگاه تربیت مدرس.

هاشمی شیخ‌شبان، سید اسماعیل (۱۳۸۶). بررسی روابط ساده، چندگانه و تعاملی متغیرهای مهم محیطی، نگرشی، شخصیتی و عاطفی و رفتارهای نابارور در محیط کار در کارکنان شرکت ملی مناطق نفت خیز جنوب. پایان نامه دکترای روانشناسی عمومی، دانشگاه شهید چمران اهواز.

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

Baba, V. V., Tourigny, L., Wang, X., Lituchy, T., & Monserrat, S. I. (2013). Stress among nurses : A multi-nation test of the demand-control-support model. *Cross-cultural Management : An International Journal*, 20, 3, 301-320.

Bakker, A. B., Demerouti, E., & Ten Brummelhuis, L. L. (2012). Work engagement, performance, and active learning: The role of conscientiousness. *Journal of Vocational Behavior*, 80, 555-564.

Bakker, A. B., Demerouti, E., & Verbeke, W. (2004). Using the job demands-resources model to predict burnout and performance. *Human Resource Management* 43, 83-104.

- Barrick, M. R., & Mount, M. K. (1991). The Big-Five personality dimensions and job performance: A meta-analysis. *Personnel Psychology, 44*, 1–26.
- Chen, C. F., & Kao, Y. L. (2012). Investigating the antecedents and consequences of burnout and isolation among flight attendants. *Tourism Management, 33*, 868-874.
- Cordes, C. L., & Dougherty, T. W. (1993). A review and an integration of research on job burnout. *Academy of Management Review, 18*, 621-656.
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1984). *Personality as a lifelong determinant of well-being*. In: Malatesta, Inc., Izard, C. (Eds.), *Affective Processes in Adult Development and Aging*. Sage Publications, Beverly Hills, CA, pp. 141–157.
- Fedai, M., & Demir, Y. (2010). The impacts of structural and psychological empowerment on burnout: A research on staff nurses in Turkish state hospitals. *Canadian Social Science, 6*(4), 63-72.
- Hakanen, J. J., Bakker, A. B., & Schaufeli, W. B. (2006). Burnout and work engagement among teachers. *Journal of School Psychology, 43*, 495-513.
- Martin, L. S., Oades, L. G., & Caputi, P. (2012). What is personality change coaching and why is it important? *International Coaching Psychology Review, 7*, 185–193.
- Maslach, C. (2003). Job burnout: New directions in research and intervention. *Current Directions in Psychological Science, 12*, 189–192.
- Maslach, C., & Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Occupational Behavior, 2*, 99–113.
- Maslach, C., & Leiter, M. P. (2008). Early predictors of job burnout and engagement. *Journal of Applied Psychology, 93*, 498–512..
- Maslach, C. (2011). Burnout and engagement in the workplace: new perspectives. *The European Health Psychologist, 13*, 44–47.
- McIlveen, P., Beccaria, G., & Burton, L. J. (2013). Beyond conscientiousness: Career optimism and satisfaction with academic major. *Journal of Vocational Behavior, 83*, 229–236.
- O'Brien, I. J. (2010). Structural empowerment, psychological empowerment and burnout in registered staff nurses working in

- outpatient dialysis centers. *Doctoral Dissertation*, University of New Jersey.
- O'Neill, J. W., & Xiao, O. (2010). Effects of organizational/occupational characteristics and personality traits on hotel manager emotional exhaustion. *International Journal of Hospitality Management*, *29*, 652–658.
- Organ, D. W. (1997). Organizational citizenship behavior: Its construct clean-up time. *Human Performance*, *10*, 85-97.
- Spence Laschinger, H. K., & Grau, A. L. (2012). The influence of personal dispositional factors and organizational resources on workplace violence, burnout, and health outcomes in new graduate nurses: A cross-sectional study. *International Journal of Nursing Studies*, *49*, 282–291
- Swider, B. W., & Zimmerman, R. D. (2010). Born to burnout: A meta-analytic path model of personality, job burnout, and work outcomes. *Journal of Vocational Behavior*, *76*, 487–506.
- VanDyne, L., & Lepine, J. A. (1998). Helping and voice extra-role behavior: Evidence of construct and predictive validity. *Academy of Management Journal*, *41*, 108-119.
- Williams, L. J., & Anderson, S. E. (1991). Job satisfaction and organizational commitment as predictors of organizational citizenship and in-role behaviors. *Journal of Management*, *17*, 601-617.
- Yavas, U., Babakus, E., & Karatepe, O. M. (2013). Does hope moderate the impact of job burnout on frontline bank employees' in-role and extra-role performances? *International Journal of Bank Marketing*, *31*, 56-70.
- Ybema, J. F., Smulders, P. G. W., & Bongers, P. M. (2010). Antecedents and consequences of employee absenteeism: A longitudinal perspective on the role of job satisfaction and burnout. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, *19*, 102-124.
- Williams, L. J., & Anderson, S. E. (1991). Job satisfaction and organizational commitment as predictors of organizational citizenship and in-role behaviors. *Journal of Management*. *17*, 601-617.