

مجله دست آوردهای روان‌شناختی
(علوم تربیتی و روان‌شناسی)
دانشگاه شهید چمران اهواز، پاییز و زمستان ۱۳۹۰
دوره‌ی چهارم، سال ۱۸-۳، شماره‌ی ۲
صص: ۶۰-۳۹

تاریخ دریافت مقاله: ۹۰/۰۸/۰۹
تاریخ بررسی مقاله: ۹۰/۰۹/۱۵
تاریخ پذیرش مقاله: ۹۰/۱۱/۲۰

اثر ویژگی‌های محیط کار و حمایت اجتماعی ادراک شده بر قصد ترک شغل با میانجی‌گری خشنودی شغلی و فرسودگی عاطفی

عبدالکاسم نیسی*

نسرین ارشدی**

فاطمه شهبازی***

چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی اثر ویژگی‌های محیط کار و حمایت اجتماعی ادراک شده بر قصد ترک شغل با میانجی‌گری خشنودی شغلی و فرسودگی عاطفی بود. نمونه‌ی این پژوهش شامل ۳۰۹ نفر از کارکنان اقماری شرکت ملی حفاری ایران بود که به روش تصادفی ساده انتخاب شدند. ابزارهای مورد استفاده شامل پرسش‌نامه‌های امنیت شغلی ادراک شده، اعتماد به مدیریت ارشد، عدالت توزیعی ادراک شده، تبادل اطلاعات، حمایت اجتماعی ادراک شده، خشنودی شغلی، فرسودگی عاطفی و قصد ترک شغل بودند. ارزیابی الگوی پیشنهادی از طریق الگویابی معادلات ساختاری (SEM) و با استفاده از نرم افزارهای SPSS ویراست ۱۶ و AMOS ویراست ۱۶ انجام گرفت. جهت آزمودن اثرهای واسطه‌ای در الگوی پیشنهادی از روش بوت استرپ استفاده شد. یافته‌ها نشان دادند که الگوی پیشنهادی از برازش خوبی با داده‌ها برخوردار است. برازش بهتر از طریق حذف مسیرهای غیرمعنی‌دار و همبسته کردن خطاهای یک مسیر حاصل شد. همچنین روابط غیرمستقیم ویژگی‌های محیط کار و

* دانشیار، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید چمران (نویسنده مسئول)

kazem23@yahoo.com

** استادیار، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید چمران

fateme.taravat@yahoo.com

*** کارشناسی ارشد روان‌شناسی صنعتی و سازمانی

حمایت اجتماعی ادراک شده با قصد ترک شغل از طریق خشنودی شغلی و فرسودگی عاطفی مورد تأیید قرار گرفتند.

کلیدواژگان: حمایت اجتماعی ادراک شده، خشنودی شغلی، فرسودگی عاطفی، قصد ترک شغل، ویژگی‌های محیط کار

مقدمه

پیشی گرفتن سازمان‌ها در عصر تکنولوژی و رقابت امروزه مستلزم داشتن کارکنانی متخصص و با انگیزه برای ادامه کار می‌باشد. رقابت سازمان‌ها ممکن است سطوح خستگی و فرسودگی کارکنان را افزایش دهد (مور،^۱ ۲۰۰۰a). پدیده‌ی رقابت سازمان موجب گردیده که اغلب متخصصان و تحقیقات را به پیامدهای این رقابت، از قبیل کاهش خشنودی شغلی (بورک و گرینگلس^۲، ۱۹۹۵)، کناره‌گیری کارکن (دیری، آی‌ورسون و والش^۳، ۲۰۰۲) و افزایش ترک شغل (مور، ۲۰۰۰a) سوق دهد. البته رقابت و پیشی گرفتن سازمان‌ها در صورتی اثرات منفی بر کارکنان ندارد که بین کار کردن و سازمان قراردادهای روان‌شناختی^۴ وجود داشته باشند.

قراردادهای روان‌شناختی، توافقی آشکار بین فرد و سازمان است. این معامله مشخص می‌کند که هر یک از طرفین، انتظار دارند چه چیزی بدهند و به دست آورند. افراد انتظار دارند حقوق، مقام، حس احترام، فرصت‌های پیشرفت و کار چالش برانگیز داشته باشند تا نیازهایشان برآورده شود. سازمان‌ها انتظار دارند که زمان، انرژی، استعداد و وفاداری افراد را به منظور تحقق اهداف خود، دریافت کنند. هرگاه انتظارات کارکنان در سازمان برآورده نشود، کارکنان نیز ممکن است به تعهدات خود عمل نمایند، رفتارهایی بر خلاف منافع سازمان انجام دهند یا به دنبال شغل دیگری بروند. هنگامی که انتظارات کارکنان از عمل متقابل کم می‌شود، ممکن است به کناره‌گیری رفتاری و روان‌شناختی از قبیل ناخشنودی (رابینسون و روسو^۵،

-
- 1- Moore
 - 2- Burke & Greenglass
 - 3- Deery, Iverson, & Walsh
 - 4- psychological contracts
 - 5- Robinson & Rousseau

(۱۹۹۴)، قصد ترک سازمان و ترک شغل واقعی (گازو، نونام و الرون^۱، ۱۹۹۴) و غیبت (گیورتس و شافلی^۲، ۱۹۹۶) بینجامد.

قصد ترک شغل، تمایل کارکنان را برای ترک سازمان نشان می‌دهد (تورسن، کاپلان، بارسکی، وارن و دِکرمونت^۳، ۲۰۰۳). گرفت، هوم و گارتنر^۴ (۲۰۰۰) نشان دادند که اندازه اثر قصد ترک بر رفتار ترک شغل واقعی به میزان قابل توجهی بیشتر از قدرت پیش‌بینی‌کنندگی دیگر عوامل مربوط به شغل می‌باشد.

ادراکات کارکنان درباره‌ی محیط کار (امنیت شغلی ادراک شده، اعتماد به مدیریت ارشد، عدالت توزیعی ادراک شده و تبادل اطلاعات کارکن^۵)، احساسات روان‌شناختی آنها را پیش‌بینی کرده، بنابراین بر ترک شغلشان تأثیر می‌گذارد (مک نایت، فیلیپس و هاردگریو^۶، ۲۰۰۹). مطالعات متعدد نشان داده‌اند که ابعاد گوناگون محیط کار با خشنودی از زندگی، فرسودگی شغلی و قصد ترک شغل در بین کارکنان بخش درمان مرتبطند (گارلند^۷، ۲۰۰۴؛ لامبرت^۸، هوگان، پائولین و باکر، ۲۰۰۵a). همچنین، مک‌نایت و همکاران (۲۰۰۹) دریافتند که ویژگی‌های محیط کار، خشنودی شغلی و فرسودگی عاطفی کارکنان را پیش‌بینی می‌کنند و خشنودی شغلی قصد ترک شغل را پیش‌بینی می‌نماید.

متغیر پیش‌بین دیگر در این پژوهش، حمایت اجتماعی ادراک شده می‌باشد. حمایت سرپرست ادراک شده و حمایت همکار ادراک شده به ترتیب به عنوان «باورهای کارکن نسبت به میزانی که سرپرستان و همکاران مساعدت عاطفی و وسیله‌ای (مربوط به کار) را برای آنها فراهم می‌آورند» تعریف شده است (تویتس^۹، ۱۹۸۵). مبتنی بر مدل الزامات-منابع شغلی (باکر و دمروتی^{۱۰}، ۲۰۰۷؛ دمروتی، باکر، ناکرینر^{۱۱} و شافلی، ۲۰۰۱) و مدل ترک شغل پرایس و

-
- 1- Guzzo, Noonam, & Elron
 - 2- Geurts, & Schaufeli
 - 3- Thoresen, Kaplan, Barsky, Warren, & De Chermont
 - 4- Griffeth, Hom, & Gaertner
 - 5- employee information sharing
 - 6- Mcknight, Philips, & Hardgrave
 - 7- Garland
 - 8- Lambert, Hogan, Paoline, & Bakker
 - 9- Thoits
 - 10- Demerouti
 - 11- Nachreiner

مولر^۱ (۱۹۸۱) سه مسیر برای حمایت اجتماعی مورد بررسی قرار گرفته است که تأثیر آن را بر قصد ترک شغل نشان می‌دهند: الف) به طور مستقیم، ب) به عنوان ضربه‌گیر در مقابل گرانباری شغلی و ج) به طور غیرمستقیم از طریق خشنودی شغلی. پوماکی، دلونگیس، فری، شورت و ووهرل^۲ (۲۰۱۰) نقش حمایت اجتماعی را در ترک شغل معلمان جدید مورد بررسی قرار دادند. یافته‌ها نشان دادند که معلمان با حمایت اجتماعی بالاتر در مواجهه با گرانباری کاری بالاتر، دارای قصد ترک شغل پایین‌تری هستند. همچنین، حمایت اجتماعی به طور غیرمستقیم از طریق خشنودی شغلی با قصد ترک شغل رابطه داشت. مولکی، جارامیلو و لوکاندر^۳ (۲۰۰۶) نشان دادند که سطح بالاتری از فرسودگی عاطفی منجر به خشنودی شغلی پایین‌تر ($t = -0.31$ و $\beta = -0.28$) می‌شود که به طور مثبت بر تعهد سازمانی کارکنان ($t = 6/5$ و $\beta = 0.78$) تأثیر می‌گذارد.

هدف از پژوهش حاضر، تعیین اثر مستقیم و غیرمستقیم ویژگی‌های محیط کار و حمایت اجتماعی ادراک شده (از طریق خشنودی شغلی و فرسودگی عاطفی) بر قصد ترک شغل است. شکل ۱، الگوی پیشنهادی پژوهش حاضر را نشان می‌دهد. مبنای ارائه‌ی الگوی پیشنهادی پژوهش حاضر بر این امر استوار است که آیا ادراکات کارکنان از محیط کار و حمایت اجتماعی که آنها دریافت می‌کنند (به طور مستقیم و غیرمستقیم) می‌تواند بر شکل‌گیری قصد ترک شغل در آنها اثر بگذارد؟

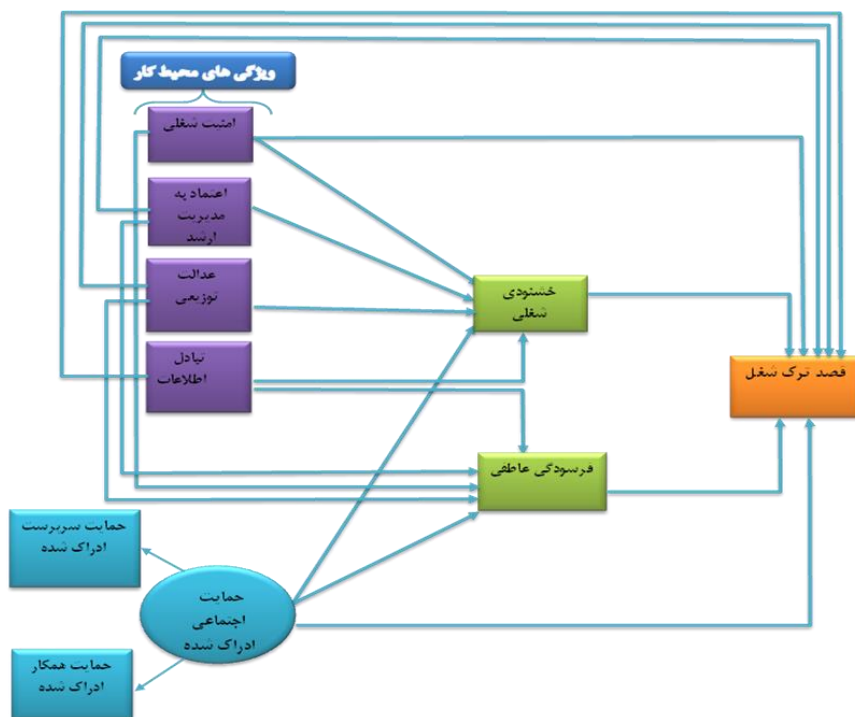
فرضیه‌های پژوهش

۱. ویژگی‌های محیط کار اثر مثبت مستقیم بر خشنودی شغلی دارند.
۲. ویژگی‌های محیط کار اثر منفی مستقیم بر فرسودگی عاطفی دارند.
۳. حمایت اجتماعی ادراک شده اثر مثبت مستقیم بر خشنودی شغلی دارد.
۴. حمایت اجتماعی ادراک شده اثر منفی مستقیم بر فرسودگی عاطفی دارد.
۵. خشنودی شغلی اثر منفی مستقیم بر قصد ترک شغل دارد.
۶. فرسودگی عاطفی اثر مثبت مستقیم بر قصد ترک شغل دارد.

1- Price & Mueller

2- Pomaki, DeLongis, Frey, Short, & Woehrle

3- Mulki, Jaramillo, & Locander



شکل ۱. الگوی پیشنهادی اثر مستقیم و غیرمستقیم ویژگی‌های محیط کار و حمایت اجتماعی ادراک شده بر قصد ترک شغل

۷. ویژگی‌های محیط کار اثر منفی مستقیم بر قصد ترک شغل دارند.
۸. حمایت اجتماعی ادراک شده اثر منفی مستقیم بر قصد ترک شغل دارد.
۹. ویژگی‌های محیط کار اثر منفی غیرمستقیم (از طریق فرسودگی عاطفی) بر قصد ترک شغل دارند.
۱۰. ویژگی‌های محیط کار اثر منفی غیرمستقیم (از طریق خشنودی شغلی) بر قصد ترک شغل دارند.
۱۱. حمایت اجتماعی ادراک شده اثر منفی غیرمستقیم (از طریق فرسودگی عاطفی) بر قصد ترک شغل دارد.
۱۲. حمایت اجتماعی ادراک شده اثر منفی غیرمستقیم (از طریق خشنودی شغلی) بر قصد ترک شغل دارد.

روش

جامعه‌ی آماری، نمونه و روش نمونه‌گیری

جامعه‌ی آماری در این پژوهش شامل تمامی کارکنان اقماری (رسمی و پیمانکاری) شرکت ملی حفاری ایران بود که در سال ۱۳۹۰ حدود هفت هزار نفر بوده‌اند. با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده، از میان کارکنانی که دارای مدرک تحصیلی زیردیپلم و بالاتر بودند، تعداد ۳۵۰ نفر به عنوان نمونه اصلی و ۷۰ نفر جهت تعیین اعتبار و پایایی ابزار پژوهش انتخاب شدند. میانگین سنی افراد شرکت‌کننده در پژوهش حاضر ۳۳ و انحراف معیار آن ۷/۶۳ سال بود.

ابزارهای پژوهش

- ۱) پرسشنامه‌ی امنیت شغلی ادراک شده: در پژوهش حاضر برای سنجش امنیت شغلی ادراک شده از مقیاس سه ماده‌ای مک‌نایت (۱۹۹۷) استفاده گردید. پاسخ‌ها روی مقیاس ۷ درجه‌ای از ۱ (بسیار مخالف) تا ۷ (بسیار موافق) مشخص می‌شوند. این پرسشنامه برای نخستین بار جهت استفاده در این پژوهش ترجمه و برای اجرا تنظیم شده است. مک‌نایت و همکاران (۲۰۰۹) ضریب پایایی آن را ۰/۹۳ گزارش کرده‌اند. جهت تعیین اعتبار این مقیاس در مطالعه حاضر از یک سنجهی تک ماده‌ای محقق ساخته استفاده گردید. ضریب همبستگی به دست آمده بین نمره‌ی این مقیاس و پرسش کلی ۰/۵۷ ($P < ۰/۰۱$) بود. همچنین، ضرایب پایایی این مقیاس با استفاده از آلفای کرونباخ و تنصیف به ترتیب ۰/۷۱ و ۰/۶۸ محاسبه شد.
- ۲) پرسشنامه‌ی اعتماد به مدیریت ارشد: اعتماد به مدیریت ارشد با استفاده از مقیاس چهار ماده‌ای مک‌نایت (۱۹۹۷) مورد ارزیابی قرار گرفت. پاسخ‌ها روی مقیاس ۷ درجه‌ای از ۱ (بسیار مخالف) تا ۷ (بسیار موافق) مشخص می‌شوند. این پرسشنامه برای نخستین بار جهت استفاده در این پژوهش ترجمه و برای اجرا تنظیم شده است. مک‌نایت و همکاران (۲۰۰۹) ضریب پایایی آن را ۰/۹۵ گزارش نموده‌اند. در پژوهش حاضر برای بررسی اعتبار سازه‌ی پرسشنامه‌ی اعتماد به مدیریت ارشد، از یک سنجهی تک ماده‌ای محقق ساخته استفاده گردید. ضریب همبستگی به دست آمده بین نمره‌ی این مقیاس و پرسش کلی ۰/۷۴ ($P < ۰/۰۱$) بود.

همچنین، ضرایب پایایی این مقیاس با استفاده از آلفای کرونباخ و تنصیف به ترتیب ۰/۸۸ و ۰/۸۵ محاسبه شد.

۳) پرسشنامه‌ی عدالت توزیعی ادراک شده: در این پژوهش جهت سنجش عدالت توزیعی ادراک شده از مقیاس پرایس و مولر (۱۹۸۶) استفاده شد. ماده‌های اصلی این پرسشنامه توسط منصور- کول و اسکات^۱ (۱۹۹۸) برای ارزیابی میزان عدالت ادراک شده در موقعیت کاری برای کارکن در مقایسه با همکاران اصلاح شدند. این مقیاس شامل پنج ماده است که پاسخ به آنها روی مقیاس ۵ درجه‌ای از ۱ (بسیار مخالف) تا ۵ (بسیار موافق) مشخص می‌شود. این پرسشنامه برای نخستین بار جهت استفاده در این پژوهش ترجمه و برای اجرا تنظیم شده است. ضرایب آلفای این مقیاس از ۰/۷۵ تا ۰/۹۴ به دست آمده‌اند (منصور- کول و اسکات، ۱۹۹۸؛ مک فارلین و اسوینی^۲، ۱۹۹۲). جهت تعیین اعتبار این مقیاس در مطالعه حاضر، از یک سنجهی تک ماده‌ای محقق ساخته استفاده گردید. ضریب همبستگی به دست آمده بین نمره این مقیاس و پرسش کلی ۰/۵۲ ($P < ۰/۰۱$) بود. ضرایب پایایی این مقیاس با استفاده از آلفای کرونباخ و تنصیف به ترتیب ۰/۷۲ و ۰/۷۱ به دست آمدند.

۴) پرسشنامه‌ی تبادل اطلاعات: در پژوهش حاضر جهت سنجش متغیر تبادل اطلاعات کارکن، از مقیاس سه ماده‌ای مک‌نایت (۱۹۹۷) استفاده شد. پاسخ‌ها روی مقیاس ۷ درجه‌ای از ۱ (بسیار مخالف) تا ۷ (بسیار موافق) مشخص می‌شود. این پرسشنامه برای نخستین بار برای استفاده در این پژوهش ترجمه و برای اجرا تنظیم شده است. مک‌نایت و همکاران (۲۰۰۹) ضریب پایایی این پرسشنامه را ۰/۸۸ اعلام کرده‌اند. در مطالعه‌ی حاضر جهت تعیین اعتبار این مقیاس از یک سنجهی تک ماده‌ای محقق ساخته استفاده گردید. ضریب همبستگی به دست آمده بین نمره‌ی این مقیاس و پرسش کلی ۰/۷۹ ($P < ۰/۰۱$) بود. ضرایب پایایی این مقیاس با استفاده از آلفای کرونباخ و تنصیف به ترتیب ۰/۷۹ و ۰/۷۳ به دست آمد.

۵) پرسشنامه‌ی حمایت اجتماعی ادراک شده: در این پژوهش جهت سنجش حمایت اجتماعی ادراک شده از مقیاس هشت ماده‌ای ون در هیدن^۳ (۲۰۰۲؛ ۲۰۰۳) استفاده شد. که

1- Mansour- cole & Scott

2- Mc Farlin & Sweeney

3- Vander Heiden

چهار ماده آن به سنجش میزان «حمایت اجتماعی از سرپرست مستقیم» و چهار ماده‌ی دیگر به سنجش میزان «حمایت اجتماعی از همکاران صمیمی» تخصص یافته‌اند. این پرسشنامه برای نخستین بار جهت استفاده در این پژوهش ترجمه و برای اجرا تنظیم شده است. ون در هیلدن، کومرلینگ، وان دام، ون در شوت، استراین بهار و هاسلهورن^۱ (۲۰۱۰) ضریب آلفا کرونباخ مقیاس «حمایت اجتماعی از سرپرست مستقیم» را از ۰/۸۱ تا ۰/۸۷ و مقیاس «حمایت اجتماعی از همکاران صمیمی» از ۰/۷۲ تا ۰/۷۹ گزارش کرده‌اند. در این پژوهش، برای بررسی اعتبار سازه پرسشنامه‌ی حمایت اجتماعی ادراک شده از یک سنجه‌ی تک ماده‌ای محقق ساخته استفاده گردید. ضریب همبستگی به دست آمده بین نمره‌ی این مقیاس و پرسش کلی ۰/۴۳ ($P < ۰/۰۱$) بود. همچنین، ضرایب پایایی این مقیاس با استفاده از آلفای کرونباخ و تنصیف به ترتیب ۰/۹۰ و ۰/۷۳ محاسبه شد.

۶) مقیاس شغل به طور کلی (JIG^۲): در این پژوهش جهت سنجش خشنودی شغلی از مقیاس ۱۸ ماده‌ای «شغل به طور کلی» (آیرونسون، اسمیت، برانیک، گیسون و پائول^۳، ۱۹۸۹) استفاده شد. آیرونسون و همکاران (۱۹۸۸؛ به نقل از ارشدی) آلفای کرونباخ این مقیاس را ۰/۹۱ گزارش کرده‌اند. این مقیاس برای نخستین بار توسط ارشدی (۱۳۸۶) به فارسی ترجمه شده و اعتبار و پایایی مطلوبی برای آن گزارش شده است. این مقیاس، یک مقیاس خشنودی شغلی کلی است که احساسات کلی پاسخگو را درباره شغلش ارزیابی می‌کند. در صورتی که کارکن موافق باشد که آن ماده شغل وی را به طور کلی توصیف می‌کند، پاسخ «بله»، در صورتی که مخالف آن باشد، پاسخ «خیر» و چنانچه نتواند در مورد آن تصمیمی بگیرد، گزینه‌ی «نمی‌دانم» را بر می‌گزیند. در مطالعه‌ی حاضر، جهت تعیین اعتبار این مقیاس از یک سنجه‌ی تک ماده‌ای محقق ساخته استفاده گردید. ضریب همبستگی به دست آمده بین نمره‌ی این مقیاس و پرسش کلی ۰/۶۷ ($P < ۰/۰۱$) بود. ضرایب پایایی این مقیاس با استفاده از آلفای کرونباخ و تنصیف به ترتیب ۰/۹۲ و ۰/۸۷ به دست آمدند.

۷) پرسشنامه‌ی فرسودگی عاطفی: در پژوهش حاضر، جهت سنجش فرسودگی عاطفی

1- Ku'mmerling, Van Dam, Van Der Schoot, Estryn-Be'har, & Hasselhorn

2- Job in General Scale (JIGS)

3- Ironson, Smith, Brannick, Gibson, & Paul

(مؤلفه‌ی اصلی فرسودگی شغلی) از خرده مقیاس فرسودگی عاطفی پرسشنامه‌ی فرسودگی شغلی مسلچ^۱ (۱۹۸۱) استفاده شد که دارای نه ماده است و پاسخ‌ها روی مقیاس ۷ درجه‌ای از ۱ (هرگز) تا ۷ (همیشه) نمره‌گذاری می‌شوند. این پرسشنامه برای نخستین بار در این پژوهش توسط محقق به فارسی ترجمه و برای اجرا تنظیم شده است. مسلچ (۱۹۸۱) ضریب آلفای کرونباخ آن را ۰/۹۰ گزارش نمود. برای بررسی اعتبار سازه پرسشنامه‌ی فرسودگی عاطفی از یک سنجه‌ی تک ماده‌ای محقق ساخته استفاده گردید. ضریب همبستگی به دست آمده بین نمره‌ی این مقیاس و پرسش کلی ۰/۵۳ ($P < ۰/۰۱$) بود. همچنین، ضرایب پایایی این مقیاس با استفاده از آلفای کرونباخ و تصنیف به ترتیب ۰/۸۵ و ۰/۷۴ محاسبه شد.

۸ پرسشنامه‌ی قصد ترک شغل: در پژوهش حاضر برای سنجش قصد ترک شغل از مقیاس سه ماده‌ای کامن، فیچمن، جنکینز و کِلش^۲ (۱۹۷۹) استفاده شد. پاسخ‌ها روی مقیاسی ۷ درجه‌ای از ۱ (کاملاً مخالف) تا ۷ (کاملاً موافق) مشخص می‌شوند. این پرسشنامه برای نخستین بار توسط ارشدی (۱۳۸۶) به فارسی ترجمه شده است و اعتبار و پایایی مطلوبی برای آن گزارش شده است. ضریب آلفای کرونباخ ۰/۷۸ توسط کامن و همکاران (۱۹۷۹) برای آن گزارش شده است. چن و همکاران (۱۹۹۸) ضریب آلفای این مقیاس را ۰/۷۸ اعلام کرده‌اند. همچنین کامن و همکاران (۱۹۷۹) ضرایب اعتبار قابل قبولی را برای این پرسشنامه گزارش نمودند (به نقل از ارشدی، ۱۳۸۶). در مطالعه‌ی حاضر، جهت تعیین اعتبار سازه از یک پرسش کلی که میزان تمایل کلی فرد به ترک شغل را نشان می‌دهد، استفاده شد. ضریب همبستگی به دست آمده بین نمره‌ی این مقیاس و پرسش کلی ۰/۶۷ ($P < ۰/۰۱$) بود. به علاوه، ضرایب پایایی پرسشنامه‌ی قصد ترک شغل با استفاده از روش آلفای کرونباخ و تصنیف به ترتیب ۰/۶۵ و ۰/۴۴ محاسبه گردید.

یافته‌ها

جدول ۱، میانگین، انحراف معیار، کمترین، بیشترین نمره و ضرایب همبستگی میان متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد.

1- Maslach

2- Camman, Fichman, Jenkins, & Klesh

جدول ۱. میانگین، انحراف معیار، کمترین، بیشترین نمره و ضرایب همبستگی بین متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	انحراف معیار	کمترین	بیشترین	ضرایب همبستگی							
					۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	
۱. امنیت شغلی	۹/۴۳	۳/۰۴	۳	۱۵								
۲. اعتماد به مدیریت ارشد	۱۱/۸۴	۴/۱۷	۴	۲۰	** ۰/۵۳۵							
۳. عدالت توزیعی	۱۳/۱۶	۴/۲۲	۵	۲۵	** ۰/۳۴۰	** ۰/۳۰۱						
۴. تبادل اطلاعات	۱۰/۲۹	۲/۷۹	۳	۱۵	** ۰/۴۸۱	** ۰/۴۱۴	** ۰/۲۲۰					
۵. حمایت اجتماعی	۲۴/۴۰	۷/۱۷	۸	۴۰	** ۰/۲۲۱	** ۰/۳۰۱	** ۰/۳۲۶	** ۰/۳۶۷				
۶. خشنودی شغلی	۳۸/۱۶	۱	۱۸	۵۴	** ۰/۴۶۸	** ۰/۳۸۵	** ۰/۴۱۴	** ۰/۲۶۶	** ۰/۲۹۶			
۷. فرسودگی عاطفی	۲۶/۸۴	۱/۱۸	۹	۶۳	** -۰/۴۶۵	** -۰/۴۳۷	** -۰/۲۲۰	** -۰/۳۳۷	** -۰/۲۵۱	** -۰/۵۲۰		
۸. قصد ترک شغل	۹/۱۰	۳/۲۳	۳	۱۵	** -۰/۴۲۸	** -۰/۳۵۳	** -۰/۳۵۹	** -۰/۱۳۴	** -۰/۱۵۲	** -۰/۴۷۴	** -۰/۴۲۱	

** P<۰/۰۱ * P<۰/۰۵

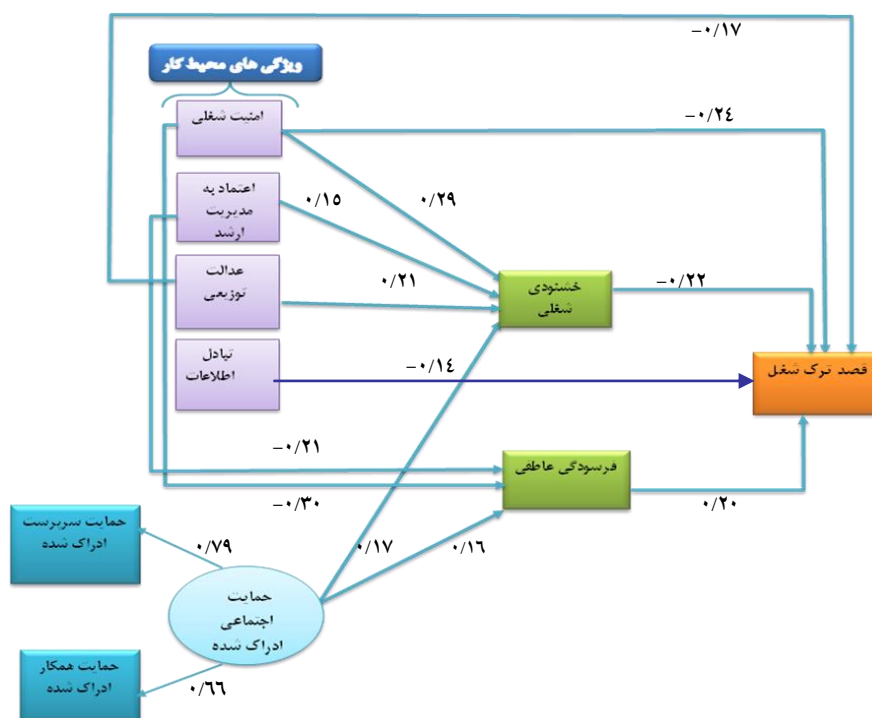
جدول ۲ شاخص‌های برازندگی الگوهای پیشنهادی اصلاح شده اول و نهایی پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول ۲. شاخص‌های برازندگی الگوهای پیشنهادی، اصلاح شده اول و اصلاح شده نهایی بر اساس شاخص‌های برازندگی

شاخص‌های برازندگی الگو	χ^2	df	χ^2/df	GFI	IFI	TLI	CFI	NFI	RMSEA
الگوی پیشنهادی	۶۰/۲۶۰	۷	۸/۶۰	۰/۹۶	۰/۹۳	۰/۶۵	۰/۹۳	۰/۹۲	۰/۱۳
الگوی اصلاح شده	۶۴/۷۸۹	۱۲	۵/۳۹	۰/۹۵	۰/۹۳	۰/۸۰	۰/۹۳	۰/۹۲	۰/۱
الگوی نهایی	۲۵/۶۷	۱۱	۲/۳۳	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۴	۰/۹۸	۰/۹۶	۰/۰۶

همان گونه که مندرجات جدول ۲ نشان می‌دهد، الگوی پیشنهادی با وجود این که در برخی شاخص‌های برازندگی مانند *GFI*, *JFI*, *CFI* و *NFI* دارای برزاش نسبتاً خوبی بود، اما شاخص‌های دیگر نشانگر آن است که الگو نیاز به بهبود دارد. به این منظور ۵ مسیر غیرمعنی‌دار (مسیر مستقیم تبادل اطلاعات به خشنودی شغلی، تبادل اطلاعات به فرسودگی عاطفی، عدالت توزیعی ادراک شده به فرسودگی عاطفی، حمایت اجتماعی ادراک شده به قصد ترک شغل) حذف گردید. حاصل این تغییر الگوی اصلاح شده می‌باشد. برزاش بهتر را می‌توان در الگوی نهایی، یعنی الگویی که در آن، براساس AMOS-16 خطاهای یک مسیر همبسته گردیدند، ملاحظه نمود.

شکل ۲، الگوی نهایی پژوهش حاضر را به همراه ضرایب استاندارد مسیرها نشان می‌دهد.



شکل ۲. الگوی نهایی پژوهش حاضر به همراه ضرایب استاندارد مسیرها

مندرجات جدول ۳، مسیرها و ضرایب استاندارد آنها را در الگوی نهایی بر اساس خروجی نرم‌افزار AMOS ویراست ۱۶ نشان می‌دهد.

جدول ۳. مسیرها و ضرایب استاندارد آنها در الگوی نهایی

مسیر	β	سطح معنی‌داری
امنیت شغلی ادراک شده ← خشنودی شغلی	۰/۲۹	۰/۰۰۰۱
امنیت شغلی ادراک شده ← فرسودگی عاطفی	-۰/۳۰	۰/۰۰۰۱
اعتماد به مدیریت ارشد ← خشنودی شغلی	۰/۱۵	۰/۰۱
اعتماد به مدیریت ارشد ← فرسودگی عاطفی	-۰/۲۱	۰/۰۰۰۱
عدالت توزیعی ادراک شده ← خشنودی شغلی	۰/۲۱	۰/۰۰۰۱
حمایت اجتماعی ادراک شده ← خشنودی شغلی	۰/۱۷	۰/۰۱
حمایت اجتماعی ادراک شده ← فرسودگی عاطفی	-۰/۱۶	۰/۰۱
خشنودی شغلی ← قصد ترک شغل	-۰/۲۲	۰/۰۰۰۱
فرسودگی شغلی ← قصد ترک شغل	۰/۲۰	۰/۰۰۰۱
امنیت شغلی ادراک شده ← قصد ترک شغل	-۰/۲۴	۰/۰۰۰۱
عدالت توزیعی ادراک شده ← قصد ترک شغل	-۰/۱۷	۰/۰۰۰۱
تبادل اطلاعات ← قصد ترک شغل	۰/۱۴	۰/۰۰۰۶

برای تعیین معنی‌داری مسیرهای غیرمستقیم نیز از روش بوت استراپ^۱ در برنامه ماکروی پریچر و هیز^۲ (۲۰۰۸) استفاده گردید. هنگامی که حد پایین فاصله اطمینان و حد بالای آن هر دو مثبت یا منفی باشند و صفر در این فاصله قرار نگیرد، نشان دهنده‌ی معنی‌داری مسیر غیرمستقیم است. سطح اطمینان برای این فواصل اطمینان ۹۵ و تعداد نمونه‌گیری‌های^۳ مجدد بوت استراپ ۱۰۰۰ بود.

جدول ۴ نتایج روش بوت استراپ را برای مسیرهای غیرمستقیم الگو نشان می‌دهد. مندرجات جدول ۴ حاکی از معنی‌داری تمامی اثرهای واسطه‌ای است، بنابراین، فرضیه‌های ۹، ۱۰، ۱۱ و ۱۲ مورد تأیید قرار می‌گیرند.

1- bootstrap
2- Preacher & Hayes
3- resampling

جدول ۴. نتایج بوت استراپ برای مسیرهای غیرمستقیم

مسیر	پارامترها	داده	بوت	سوگیری	خطای استاندارد	حد پایین	حد بالا
امنیت شغلی ادراک شده به قصد ترک شغل از طریق فرسودگی عاطفی	-۰/۰۸۶۶	-۰/۰۸۵۶	۰/۰۰۱۰	۰/۰۳۰۹	-۰/۱۵۲۶	-۰/۰۳۱۹	
امنیت شغلی ادراک شده به قصد ترک شغل از طریق خشنودی شغلی	-۰/۱۴۰۸	-۰/۱۴۰۰	۰/۰۰۰۸	۰/۰۳۵۵	-۰/۲۲۴۳	-۰/۰۷۸۵	
اعتماد به مدیریت ارشد به قصد ترک شغل از طریق فرسودگی عاطفی	-۰/۰۶۵۲	-۰/۰۶۴۵	۰/۰۰۰۷	۰/۰۲۲۶	-۰/۱۱۶۹	-۰/۰۲۹۲	
اعتماد به مدیریت ارشد به قصد ترک شغل از طریق خشنودی شغلی	-۰/۰۹۴۷	-۰/۰۹۴۳	۰/۰۰۰۴	۰/۰۲۲۷	-۰/۱۴۴۱	-۰/۰۵۳۰	
عدالت توزیعی ادراک شده به قصد ترک شغل از طریق فرسودگی عاطفی	-۰/۰۴۰۲	-۰/۰۳۹۸	۰/۰۰۰۳	۰/۰۱۶۵	-۰/۰۸۲۰	-۰/۰۱۴۷	
عدالت توزیعی ادراک شده به قصد ترک شغل از طریق خشنودی شغلی	-۰/۰۸۵۳	-۰/۰۸۵۱	۰/۰۰۰۲	۰/۰۲۴۵	-۰/۱۳۷۰	-۰/۰۴۰۳	
تبادل اطلاعات به قصد ترک شغل از طریق فرسودگی عاطفی	-۰/۰۹۸۶	-۰/۰۹۷۸	۰/۰۰۰۸	۰/۰۳۱۲	-۰/۱۷۵۲	-۰/۱۷۵۲	
تبادل اطلاعات به قصد ترک شغل از طریق خشنودی شغلی	-۰/۰۱۰۹۴	-۰/۱۱۰۱	-۰/۱۱۰۱	۰/۰۳۲۳	-۰/۱۷۹۵	-۰/۰۵۳۶	
حمایت اجتماعی ادراک شده به قصد ترک شغل از طریق فرسودگی عاطفی	-۰/۰۲۷۴	-۰/۰۲۶۸	۰/۰۰۰۶	۰/۰۱۰۰	-۰/۰۵۳۵	-۰/۰۱۱۲	
حمایت اجتماعی ادراک شده به قصد ترک شغل از طریق خشنودی شغلی	-۰/۰۴۷۰	-۰/۰۴۶۷	۰/۰۰۰۲	۰/۰۱۲۰	-۰/۰۷۲۵	-۰/۰۲۴۸	

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی اثر ویژگی‌های محیط کار و حمایت اجتماعی ادراک شده بر قصد ترک شغل با میانجی‌گری خشنودی شغلی و فرسودگی عاطفی صورت پذیرفت. نتایج پژوهش نشان داد که امنیت شغلی ادراک شده، اعتماد به مدیریت ارشد و عدالت توزیعی ادراک شده بر خشنودی شغلی اثر مثبت دارند. این نتیجه با پژوهش مک نایت و همکاران (۲۰۰۹) همسو است. می‌توان گفت امنیت شغلی، اعتماد به مدیریت ارشد و تجربه عدالت، نگرش‌های شغلی کارکنان را افزایش می‌دهد. اما اثر تبادل اطلاعات بر خشنودی شغلی مورد تأیید واقع نشد. در تبیین عدم تأیید این فرضیه می‌توان اظهار کرد که احتمالاً عوامل دیگری در

کار وجود دارند که ممکن است تأثیر بیشتری نسبت به تبادل اطلاعات بر خشنودی شغلی کارکنان داشته باشند.

همچنین نتایج پژوهش حاضر نشان داد که امنیت شغلی ادراک شده و اعتماد به مدیریت ارشد اثر منفی بر فرسودگی عاطفی دارند. این نتیجه با پژوهش مک نایت و همکاران (۲۰۰۹) همسو می‌باشد. برای تبیین آن می‌توان گفت هنگامی که کارکنان احساس کنند منابع لازم برای انجام الزامات شغلی را در اختیار دارند، کمتر فرسوده خواهند شد. اما اثر عدالت توزیعی ادراک شده بر فرسودگی عاطفی مورد تأیید واقع نشد. برای تبیین عدم تأیید آن می‌توان گفت؛ هنگامی که منابع حمایتی لازم توسط سرپرستان و همکاران برای افراد فراهم می‌شود، کمتر از کارشان ناخشنود خواهند شد و تصور می‌کنند منابع حمایتی لازم برای انجام شغلشان و مقابله با مشکلات را دارند. ادراک بی‌عدالتی از نوع عدالت توزیعی در محیط کار تأثیر چندانی بر فرسودگی عاطفی نخواهد داشت. همچنین، فرضیه تبادل اطلاعات اثر منفی مستقیم بر فرسودگی عاطفی دارد نیز مورد تأیید قرار نگرفت. طبق گفته باکر، وستمن^۱ و شافلی (۲۰۰۷) زمانی که گروه‌ها با سطوح بالایی از انسجام مشخص شده‌اند و اعضاء مکرراً با هم در تعاملند، آنها احتمالاً درباره مشکلات و استرس‌زاهای مرتبط با شغل با یکدیگر صحبت می‌کنند. این مباحثات ممکن است واکنشی را در اعضای تیم فرابخواند که آنها درباره چنین مشکلاتی فکر کنند و در نتیجه همان استرس مرتبط با شغل و احساسات فرسودگی را تجربه نمایند.

نتایج این پژوهش فرضیه ۳ و ۴ را مورد تأیید قرار داد. این یافته با پژوهش‌های ان جی و سورن سن^۲ (۲۰۰۸) و مور (۲۰۰۱) همسو است. حمایت اجتماعی به شکل همدردی (همفکری)، مراقبت، دلداری دادن و تشویق (دلگرمی) می‌تواند یک منبع مهم برای کارکنان در سازگار شدن با استرس باشد و همچنین نگرش‌های شغلی آنها را افزایش می‌دهد.

طبق نتایج پژوهش حاضر فرضیه ۵ و ۶ نیز مورد تأیید واقع شد. این نتیجه با پژوهش مولکی و همکاران (۲۰۰۶) همسو است. برای تبیین آن می‌توان گفت که فرسودگی عاطفی، خشنودی شغلی کارکنان را کاهش می‌دهد و در نتیجه تمایل آنها برای ترک شغل افزایش می‌یابد.

1- Westman

2- Ng & Sorensen

براساس یافته‌های پژوهش اثر امنیت شغلی ادراک شده، عدالت توزیعی ادراک شده و تبادل اطلاعات بر قصد ترک شغل مورد تأیید قرار گرفت. این یافته با پژوهش مک‌نایت و همکاران (۲۰۰۹) همسو است. بنابراین جو و نگرش‌های شغلی مثبت بر نیت کناره‌گیری کارکنان تأثیر منفی به جا خواهد گذاشت. اما در این پژوهش اثر مستقیم اعتماد به مدیریت ارشد بر قصد ترک شغل مورد تأیید واقع نشد. برای تبیین عدم تأیید این فرضیه نیز می‌توان چنین گفت که ممکن است در رابطه مستقیم اعتماد به مدیریت ارشد به قصد ترک شغل، متغیرهای تعدیل‌کننده‌ای مانند ویژگی‌های اعتماد‌کننده (تمایل به اعتماد، سبک‌های اسنادی و شرح حال اولیه) مؤثر بوده‌اند که در این پژوهش مورد بررسی قرار نگرفته‌اند. همچنین، اثر مستقیم حمایت اجتماعی ادراک شده بر قصد ترک شغل مورد تأیید قرار نگرفت. برای تبیین آن می‌توان استدلال کرد که حمایت اجتماعی ادراک شده از طریق ایجاد ارزشمندی، رضایت شغلی و کمک به سازگار شدن کارکنان سبب کاهش قصد ترک شغل می‌شود تا به طور مستقیم.

با توجه به نتایج پژوهش حاضر، مشخص شد که امنیت شغلی ادراک شده اثر منفی بر قصد ترک شغل از طریق فرسودگی عاطفی دارد، این نتیجه با یافته‌های ریسل، پروبست، چیا، مالولس و کونینگ^۱ (۲۰۱۰) و مک‌نایت و همکاران (۲۰۰۹) همسو است. برای تبیین آن می‌توان گفت احساس عدم امنیت شغلی منجر به انواع متفاوت پاسخ به فشار روانی می‌گردد و بر سلامت کارکنان تأثیرات منفی به دنبال خواهد داشت. هنگامی که کارکنان در شغل خود احساس امنیت شغلی نداشته باشند، منجر به فرسودگی عاطفی و هیجانات منفی در آنها می‌گردد و به همین ترتیب بر نگرش‌های شغلی آنها نسبت به شغل و سازمان از جمله وفاداری آنها به سازمان تأثیر منفی خواهد داشت. همچنین، نتایج نشان داد که امنیت شغلی ادراک شده اثر منفی غیرمستقیم از طریق خشنودی شغلی بر قصد ترک شغل دارد. طبق نظریه‌ی سلسله مراتب نیاز، امنیت شغلی در نیازهای سطح دوم سلسله مراتب نیازهای مزلو یعنی نیازهای ایمنی و امنیت قرار دارد. با توجه به این نظریه کارکنان برای رسیدن به نیازهای سطح بالا مانند نیاز به احترام و نیاز به خودشکوفایی باید در نیازهای سطح پایین از قبیل امنیت شغلی ارضا

1- Reisel, Probst, Chia, Maloles, & König

شده باشند، این امر سبب می‌شود که کارکنان خشنودی شغلی بیشتری را تجربه نمایند. لذا آنها برانگیخته می‌شوند. تا برای پیشرفت خود در شغلی فعلی تلاش بیشتری مبذول نمایند. در نتیجه، تمایل کمتری برای ترک شغل خواهند داشت.

نتیجه‌ی این پژوهش نشان داد که اعتماد به مدیریت ارشد اثر منفی غیرمستقیم از طریق فرسودگی عاطفی و خشنودی شغلی بر قصد ترک شغل دارد. این یافته با پژوهش‌های دونمز، اوزر و کومرت^۱ (۲۰۱۰) و گرگوری، وی، لِفورت، بارت و پارفری^۲ (۲۰۰۷) همسو است. زمانی که کارکنان به مدیریت ارشد شرکت خود اعتماد داشته و باور داشته باشند که مدیریت، نگران رفاه حال و آسایش آنهاست و برای حل مشکلات‌شان تلاش می‌کند، احتمالاً جو مثبت و گرمی در شرکت ایجاد خواهد شد که از تجربه فرسودگی عاطفی کارکنان پیش‌گیری می‌کند و موجب افزایش خشنودی و علاقه آنها به کار می‌گردد. طبق نظریه مبادله اجتماعی هنگامی که کارکنان خیرخواهی و حسن نیت مدیران خود را مشاهده می‌کنند، تلاش خواهند کرد تا آن را با نگرش و رفتارهای مثبت در سازمان جبران نمایند. در نهایت، تعهد آنها به سازمان و مدیرانشان افزایش خواهد یافت.

یافته‌های پژوهش حاضر نشان داد که عدالت توزیعی ادراک شده اثر منفی غیرمستقیم از طریق فرسودگی عاطفی و خشنودی شغلی بر قصد ترک شغل دارد. این نتیجه با یافته‌های لامبرت و همکاران (۲۰۱۰) و لامبرت، هوگان و گریفین^۳ (۲۰۰۷) همسان است. برای تبیین این یافته می‌توان گفت در موقعیت‌هایی که کارکنان باور دارند دریافتی و پاداش‌های آنها ناعادلانه است؛ یعنی متناسب با تلاش، تجربه و تحصیلات آنها نیست، ناهماهنگی شناختی را تجربه خواهند کرد که سبب ناراحتی کارکنان می‌شود و ممکن است منجر به ناخشنودی شغلی شود، همچنین منابع هیجانی افراد را تحلیل می‌برد و آنها را در معرض فرسودگی عاطفی قرار می‌دهد. براساس نظریه‌ی برابری وقتی افراد احساس نابرابری می‌کنند، برانگیخته می‌شوند تا با به کار بستن روش‌های گوناگون، تنش و ناراحتی خویش را کاهش دهند. ترک شغل و رها کردن سازمان یکی از اقداماتی است که ممکن کارکن تحت این شرایط برگزینند.

1- Dönmez, Özera, & Cömerta

2- Gregory, Way, LeFort, Barrett, & Parfrey

3- Griffin

نتایج پژوهش حاضر، نشان داد که تبادل اطلاعات اثر منفی غیرمستقیم از طریق فرسودگی عاطفی و خشنودی شغلی بر قصد ترک شغل دارد. این یافته با پژوهش‌های تایت^۱ (۲۰۰۶) و مک‌نایت و همکاران (۲۰۰۹) همسو است. زمانی که کارکنان اطلاعات و تجارب خود را در اختیار یکدیگر قرار می‌دهند، میزان یادگیری آنها افزایش می‌یابد. در این شرایط آنها استرس و ناراحتی کمتری را برای رو به رو شدن با تکنولوژی جدید، الزامات نقش و مشکلات تجربه می‌کنند. بنابراین کمتر دچار فرسودگی عاطفی می‌شوند و منجر به خشنودی شغلی شخص می‌گردد. بنابراین، نیات کناره‌گیری آنها کاهش می‌یابد.

همچنین، نتایج پژوهش حاضر نشان داد که حمایت اجتماعی ادراک شده اثر منفی غیرمستقیم از طریق فرسودگی عاطفی و خشنودی شغلی بر قصد ترک شغل دارد. این یافته با پژوهش‌های ون در هیدن و همکاران (۲۰۱۰) و دوچارم، کنودسن و رومان^۲ (۲۰۰۸) همسان است. مبتنی بر مدل الزامات- منابع شغلی و مدل ترک شغل پرایس و مولر (۱۹۸۱) حمایت اجتماعی ادراک شده می‌تواند به عنوان ضربه‌گیر در مقابل استرس شغلی عمل نماید و از این طریق به طور غیرمستقیم بر قصد ترک شغل تأثیر منفی خواهد گذاشت. همچنین با توجه به قراردادهای روان‌شناختی، زمانی که سازمان به کارکنان خود حمایت و احساس ارزشمندی می‌دهد، آنها را خشنود و راضی نگه می‌دارد و در نتیجه کارکنان بر آن می‌شوند تا با وفاداری و ماندن در سازمان، انتظارات سازمان را برآورده نمایند.

محدودیت‌ها و پیشنهادها

محدودیت‌های پژوهش حاضر عبارت است از: ۱) در این پژوهش به منظور زمینه‌یابی از پرسشنامه استفاده گردید، در نتیجه ممکن است برخی افراد از ارائه پاسخ واقعی خودداری کرده و پاسخ غیرواقعی داده باشند. ۲) این پژوهش به صورت مقطعی انجام شده است. به این دلیل، نتیجه‌گیری درباره علیت را دشوار می‌سازد و ۳) با توجه به این که پژوهش حاضر در کارکنان اقماری شرکت ملی حفاری ایران انجام گردیده است و همه اعضا نمونه مرد بوده‌اند، لذا در تعمیم نتایج آن به پرسنل خانم، کارکنان ستادی و سایر سازمان‌ها و شرکت‌های صنعتی

1- Thite

2- Ducharme, Knudsen, & Roman

باید جانب احتیاط را رعایت کرد.

براساس نتایج پژوهش حاضر پیشنهاد می‌شود: (۱) در پژوهش‌های آتی، متغیرهایی مانند سنوات خدمت و جنسیت که در رابطه پیشایندها با قصد ترک شغل می‌توانند نقش تعدیل کننده داشته باشند، مورد بررسی قرار گیرند. (۲) سازمان‌ها می‌توانند به منظور بالا بردن ادراک حمایت اجتماعی کارکنان، برنامه‌های مربی‌گری رسمی را استفاده نمایند. به علاوه، در گزینش و انتصاب سرپرستان و رؤسا باید معیارهایی مانند توانایی آنها برای ایجاد روابط باز و حمایتی مورد توجه قرار گیرد. (۳) در پژوهش حاضر مشخص شد که اعتماد به مدیریت ارشد در داشتن کارکنانی خشنود و سالم مؤثر است. در نتیجه، سازمان‌ها باید برنامه‌هایی را برای ارزیابی اعتماد کارکنان به مدیریت سازمان از قبیل ارزیابی شایستگی و صداقت مدیران، سبک‌های ارتباطی آنها و نظام‌های ارزیابی عملکرد به کار گیرند، همچنین می‌توانند فرصت‌های آموزشی بیشتری را برای مدیران در زمینه‌های رهبری، منابع انسانی، ارتباطات و مدیریت تعارض فراهم آورند و (۴) براساس نتایج پژوهش حاضر، ادراک بی‌عدالتی، وفاداری و وابستگی کارکنان را به سازمان کاهش می‌دهد. بنابراین، مدیران باید برای اطمینان از اینکه پیامدها به طور عادلانه و مناسب تخصیص یافته‌اند و نشان‌دهنده مشارکت کارکنان هستند، تلاش کنند.

منابع

فارسی

ارشدی، نسرین (۱۳۸۶). طراحی و آزمودن الگویی از پیشایندها و پیامدهای مهم انگیزش شغلی در کارکنان شرکت ملی مناطق نفت خیز جنوب- منطقه اهواز. پایان‌نامه دکترای روان‌شناسی گرایش صنعتی و سازمانی. دانشگاه شهید چمران اهواز.

لاتین

- Bakker, A. B. & Demerouti, E. (2007). The job demands-resources model: state of the art. *Journal of Managerial Psychology*, 22, 309-328.
- Bakker, A. B., Westman, M., & Schaufeli, W. B. (2007). Crossover of burnout: An experimental design. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 16, 220-239.
- Burke, R. J., & Greenglass, E. (1995). A longitudinal study of psychological burnout in teachers. *Human Relations*, (48:2), 187-192. *Burnout syndrome among nurses. Journal of Applied Social Psychology*, 22, 173-189.
- Deery, S., Iverson, R., & Walsh, J. (2002). Work relationships in telephone call centers: Understanding emotional exhaustion and employee withdrawal. *Journal of Management Studies*, 39 (4), 471-496.
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Nachreiner, F., & Schaufeli, W. B. (2001). The job demands resources model of burnout. *Journal of Applied Psychology*, 86, 499-512.
- Dönmez, B., Özera, N., & Cömerta, M. (2010). Principal trust in students and parents: its relationship with principal burnout. *Procedia Social and Behavioral Sciences*, 2, 547-550.
- Ducharme, L. J., Knudsen, H. K., & Roman, P. M. (2008). Emotional exhaustion and turnover intention IN Human Service Occupations: The protective role of coworker Support. *Sociological Spectrum: Mid-South Sociological Association*, 28 (1), 81-104.
- Garland, B. (2004). The impact of administrative support on prison treatment staff burnout: An exploratory study. *The Prison Journal*, 84, 452-471.
- Geurts, S. A., & Schaufeli, W. B. (1996). Absenteeism A social psychpical explanation Manuscript submitted for publications.

- Gregory, D. M., Way, C. Y., LeFort, S., Barrett, B. J., & Parfrey, P. S. (2007). Predictors of registered nurses' organizational commitment and intent to stay. *Management Review*, 32, 119–127.
- Griffeth, R. W., Hom, P. W., & Gaertner, S. (2000). A meta-analysis of antecedents and correlates of employee turnover: Update, moderator tests, and research implications for the next millennium. *Journal of Management*, 26, 463–488.
- Guzzo, R. A., & Noonan, K. A., & Elron, E. (1994). Expatriate managers & psychological contract. *Journal of Applied Psychology*, 79, 617- 626.
- Lambert, E. G., Hogan, N. L., & Griffin, M. (2007). The impact of distributive and procedural justice on correctional staff job stress, job satisfaction, and organizational commitment. *Journal of Criminal Justice*, 35, 644–656.
- Lambert, E. G., Hogan, N. L., Jiang, S., Elechi, O. O., Benjamin, B., Morris, A., Laux, J. M., & Dupuy, P. (2010). The relationship among distributive and procedural justice and correctional life satisfaction, burnout, and turnover intent: An exploratory study. *Journal of Criminal Justice*, 38, 7–16.
- Lambert, E., Hogan, N., Paoline, E., & Baker, D. (2005a). The good life: The impact of job satisfaction and occupational stressors on correctional staff life satisfaction - An exploratory study. *Journal of Crime and Justice*, 18, 1–26.
- Mansour-Cole, D. M., & Scott, S. G. (1998). Hearing it through the grapevine: The influence of source, leader-relations, and legitimacy on survivors' fairness perceptions. *Personnel Psychology*, 51 (1), 25-54.
- McFarlin, D., & Sweeney, P. D. (1992). Distributive and procedural justice as predictors of satisfaction with personal and organizational outcomes. *Academy of Management Journal*, 35 (3), 626–637.
- McKnight, D. H., Phillips, B., & Hardgrave, B. C. (2009). “Which reduces IT turnover intention the most: Workplace characteristics or job characteristics?”. *Information & Management*, 46, 167–174.
- Moore, K. A. (2001). Hospital restructuring: Impact on nurses mediated by social support and a perception of challenge. *Journal of Health and Human Services Administration*, 23 (4), 490–517.
- Moore, J. E. (2000a). One road to turnover: An examination of work exhaustion in technology professionals. *MIS Quarterly*, 24 (1), 141-168.
- Mulki, J. P., Jaramillo, F., & Locander, W. B. (2006). Emotional exhaustion and organizational deviance: Can the right job and a

- leader's style make a difference, *Journal of Business Research*, 59, 1222–1230.
- Ng, T. W. H., & Sorensen, K. L. (2008). Toward a Further Understanding of the Relationships between Perceptions of Support and Work Attitudes: A meta-analysis. *Group & Organization Management*, 33 (3), 243-268.
- Pomaki, G., DeLongis, A., Frey, D., Short, K., & Woehrle, T. (2010). When the going gets tough: Direct, buffering and indirect effects of social support on turnover intention. *Teaching and Teacher Education*, 26, 1340-1346.
- Price J. P., & Mueller C. W. (1986). *Handbook of organizational measurement*. Marchfield, MA: Pittman.
- Price, J. L., & Mueller, C. W. (1981). A causal model of turnover for nurses. *Academy of Management Journal*, 24, 543-565.
- Reisel, W. D., Probst, T. M., Chia, S-L., Maloles III, C. M., & König, C. J. (2010). The effects of job insecurity on job satisfaction, organizational citizenship behavior, deviant behavior, and negative emotions of employees. *International Studies of Management & Organization*. *White Plains*, 40 (1), 74.
- Robinson, S. L, & Rousseau, D. M. (1994). Violating the psychological contract not the exception but the norm. *Journal of Organizational Behavior*, 15, 145-259.
- Thite, M. (2006). Retaining IT personnel: An integrated framework, in: F. Niederman, T.W. Ferratt (Eds.), *IT Workers: Human Capital Issues in a Knowledgebased Environment*, IAP—Information Age Pub, Greenwich, CN, 69–84.
- Thoits, P. A. (1985). Social support and psychological well-being: Theoretical possibilities. In I. G. Sarason, & B. R. Sarason (Eds.), *Social support: Theory, research, and applications*, 51-72. Dordrecht, Netherlands: Martinus Nijhoff.
- Thoresen, C. J., Kaplan, S. A., Barsky, A. P., Warren, C. R., & De Chermont, K. (2003). The affective underpinnings of job perceptions and attitudes: A meta-analytic review and ntegration. *Psychological Bulletin*, 129, 914–945.
- Van der Heijden, B. I. J. M. (2002). Organizational influences upon the development of professional expertise in SMEs. *Journal of Enterprising Culture*, 9 (4), 367–406.
- Van Der Heijden, B. I. J. M. (2003). Organizational influences upon the development of occupational expertise throughout the career. *International Journal of Training and Development*, 7 (3), 142–165.

Van Der Heijden, B. I. J. M., Ku'mmerling, A., Van Dam, K., Van Der Schoot, E., Estry-n-Be'har, M., & Hasselhorn, H. M. (2010). The impact of social support upon intention to leave among female nurses in Europe: Secondary analysis of data from the NEXT survey. *International Journal of Nursing Studies*, 47, 434-445.