Archive of SID

پژوهش نامه مدیریت تحول، سال دهم، شماره ۲۰، پاییز و زمستان ۱۳۹۷

بررسی نقش میانجی تعهد عاطفی و تعدیلگری حمایت سرپرست در رابطه ناامنی شغلی و رفتارهای بازدارنده

محسن اکبری*
دانشیار دانشگاه گیلان
مصطفی ابراهیم پور
استادیار دانشگاه گیلان
یعقوب ممبینی
دانشجوی دکتری دانشگاه تهران
مسعود میرزاکاظمی
کارشناس ارشد دانشگاه گیلان

DOI: 10.22067/pmt.v10i2.65088

چکیده

امروزه همگان بر اهمیت نقش انسان‌ها در سازمان پی برده‌اند و از آن به‌عنوان سرمایه‌ای یاد می‌کنند که بهره‌وری سایر سرمایه‌های سازمان به میزان خبرگی و دانش‌گر بودن آن بستگی دارد. استفاده صحیح از سرمایه انسانی مستلزم توجه به شرایط روحی، روانی و پیچیدگی‌های وجودی انسان‌ها و ایجاد بسترهای مناسب برای شکوفایی استعداد آن‌هاست. یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار در عدم بهره‌وری سرمایه انسانی، که منجر به رفتارهای بازدارنده از سوی کارکنان می‌شود، ناامنی شغلی است. هدف این پژوهش بررسی روابط بین ناامنی شغلی، تعهد عاطفی و رفتارهای بازدارنده در شرکت خدمات بندری و فنی و مهندسی آریا دیزل اروند است. همچنین در این پژوهش به بررسی اثر تعدیل‌گری حمایت سرپرستان نیز پرداخته‌شده است. روش پژوهش، توصیفی از نوع پیمایشی بوده که اطلاعات از طریق پرسش‌نامه جمع‌آوری‌شده و برای تحلیل داده‌ها از مدل‌سازی معادلات ساختاری و الگوریتم حداقل مربعات جزئی (PLS) استفاده‌شده است. بعد از برازش مدل‌های اندازه‌گیری و ساختاری به برازش کلی مدل پژوهش پرداخته شده و فرضیات، مورد آزمون قرار گرفتند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد امنیت شغلی و تعهد عاطفی در کاهش رفتارهای بازدارنده کارکنان تأثیرگذار است و حمایت سرپرستان تأثیر تعهد عاطفی بر رفتارهای بازدارنده را تعدیل می نماید. ایجاد حس تعلق سازمانی در کارکنان موجب کاهش رفتارهای بازدارنده و افزایش امنیت شغلی و تعهد سازمانی می‌شود. حمایت سرپرستان، فرصت‌های لازم را جهت شکوفایی کارکنان در محیط کار فراهم می‌کند.

کلیدواژه‌ها: رفتارهای بازدارنده، تعهد عاطفی، حمایت سرپرست، ناامنی شغلی.

---

* نویسنده مسئول: akbarimohsen@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۵/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۲/۰۵

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

شغل، موضوعی است که هر یک از رشته‌های علوم اجتماعی به اقتضای دیدگاه و چشم‌انداز خود به بررسی آن پرداخته‌اند. تداوم تعهد فرد به نظام اجتماعی و اهداف سازمانی، ریشه در رضایت از خود، سازمان و جامعه‌ای دارد که فرد در آن زندگی می‌کند؛ ازاین‌رو رضایت شغلی یکی از موضوع‌هایی است که بیشتر مطالعات و بررسی‌ها را در زمینه کار در سازمان‌ها به خود اختصاص داده است. هر فرد از طریق تحلیل شرایط پیرامون خود در سازمان می‌تواند اوضاع فردی خویش را دریافته و به ارزیابی آن بپردازد. عواطف مثبت فرد از شرایط خود گرچه عنصری ذهنی است، اما ریشه در شرایط عینی سازمان دارد؛ بنابراین یکی از عمده‌ترین دغدغه‌های مدیران کارآمد در سطوح مختلف سازمانی، چگونگی ایجاد بستر مناسب برای عوامل انسانی شاغل در تمام حرفه‌هاست تا آن‌ها با حس مسئولیت و تعهد کامل به مسائل در جامعه و حرفه خود کار کنند و عملکرد بهینه داشته باشند؛ اما گاه کارکنان در سازمان اعمال و رفتارهایی انجام می‌دهند که نه‌تنها در این جهت نیست، بلکه مانع دستیابی سازمان به اهدافش می‌شود. یکی از مهم‌ترین این رفتارها، رفتارهای بازدارنده است که در سال‌های اخیر توجه روزافزون پژوهشگران را جلب کرده است. رفتارهای بازدارنده به رفتارهایی اطلاق می‌شود که هنجارهای سازمانی را زیر پا می‌گذارد و برای سازمان و اعضای آن تهدیدآمیز است. در این نوع رفتار، افراد نه‌تنها به وظایف خود عمل نمی‌کنند، بلکه در روند کار اختلال ایجاد می‌کنند، به همکاران خود آسیب می‌رسانند، یا اینکه به نحوی بهره‌وری سازمان را کاهش می‌دهند. کارکنان ممکن است به دلیل شکایت‌های واقعی یا خیالی که از سازمان دارند، این رفتارها را به‌عنوان راهی برای ضربه زدن به سازمان بروز دهند؛ بنابراین شناخت این نوع رفتار و عوامل مؤثر بر آن می‌تواند سازمان و مدیریت را در تحقق هرچه بیشتر اهدافشان یاری دهد. ساجی و همکاران (۲۰۰۲)، مدلی را توسعه دادند که هزینه‌های مستقیم از رفتارهای بازدارنده را ناشی می‌شود و این رفتارها شامل دیر کردن، غیبت و عدم کارایی است. بر اساس این مدل، شرکت‌های کوچک و متوسط از موارد نامبرده رنج می‌برند و سالانه حدود ۲/۸ میلیون دلار ضرر مالی دارند. رفتارهای بازدارنده به‌وسیله عدم اطمینان و ابهام در کار هدایت می‌شوند که برگرفته از عدم شفافیت بین وضعیت ایدئال و وضعیت جاری است (Tian et al., 2014). از دیدگاه روانشناسی، نارضایتی و ناامنی شغلی ممکن است بر رفتارهای بازدارنده تأثیرگذار باشد، زیرا نوعی تضاد را بین کارمند و کارفرما ایجاد می‌کند و تأثیر منفی بر سلامت و کارایی کارکنان دارد. به‌طورکلی، اکثر صاحب‌نظران بر این باورند که امنیت شغلی احساسات مثبت فرد در خصوص شغل خویش است. ناامنی شغلی در محیط کار به‌عنوان یکی از عوامل مهم در کاهش بهره‌وری است. در جواب سؤال کلی از کارگران در خصوص امنیت شغلی، اکثر قریب به‌اتفاق آن‌ها ترس از دست دادن شغل را عامل از بین بردن امنیت شغلی می‌دانند.

www.SID.ir

Archive of SID

عده‌ای از متفکران معتقدند که ناامنی شغلی غیرواقعی است و در حقیقت یک گردش کار و تصدی شغلی جدید اتفاق افتاده است، ولی می‌توان گفت با پیشرفت تکنولوژی و تخصصی شدن کارها و رقابت‌های جدید جهان و همچنین اقتصاد ناپایدار این ناامنی شغلی معضل فراگیری شده است. ناامنی شغلی دارای پیامدهایی از قبیل سرخوردگی شغلی و استرس‌های شغلی و کاهش بهره‌وری و رفتارهای بازدارنده است. علاوه بر اخراج به دلیل عدم نیاز، عدم‌حمایت‌های قانونی و قوانین ناکارآمد هم از دلایل اصلی ناامنی شغلی در محیط کار می‌باشد (Hosinabadi, 2014).

افرادی که نسبت به شغل خود ناراضی باشند، تعهد آن‌ها نسبت به کار کاهش می‌یابد و درنتیجه رفتارهای تخریبی آن‌ها افزایش می‌یابد. تعهد، نگرشی حاکی از طرفداری کارمندان از سازمان، تمایل زیاد به عضویت و تمایل بسیار کم به ترک خدمت است؛ بنابراین تعهد رفتاری بیشتر شاخص پیش‌بینی کننده رضایت شغلی است. وجه تمایز قابل‌توجه رضایت شغلی با تعهد آن است که رضایت شغلی بیشتر جنبه مقطعی دارد، درحالی که تعهد بیشتر جنبه درازمدت و ماندگاری دارد. رضایت شغلی بیشتر پاسخی است مقطعی به جنبه‌های مثبت و مفید محیط شغلی؛ بنابراین در تعهد توجه به اهداف و ارزش‌های سازمان است. این دو نگرش به‌طورکلی می‌توانند پیش‌بینی کننده رفتار فرد باشند. بر اساس برداشت‌های فرد از نحوه نگرش در رفتار خود و از برداشت و نگرش‌های دیگران از آن فرد می‌توان به پیش‌بینی قصد، نیت و رفتار وی مبادرت نمود (Panaccio & Vandenberghe, 2012). ناامنی شغلی ممکن است تعهد کارکنان به سازمان را کاهش دهد و موجب کاهش کارایی و اثربخش کارکنان شود. همچنین حمایت یا عدم‌حمایت سرپرستان نیز می‌تواند بر کارایی و رفتارهای بازدارنده افراد تأثیرگذار باشد. حمایت سرپرستان از کارکنان محیط کاری را مساعدتر می‌کند و استرس ناشی از نارضایتی شغلی را کاهش خواهد داد. اگر کارکنان این حمایت را درک کنند کمتر رفتار بازدارنده از خود بروز می‌دهند (Tian; Zhang & Zou, 2014).

وجود ناامنی شغلی باعث به وجود آمدن رفتارهای بازدارنده در سازمان می‌شود که منجر به از بین رفتن تعهد کارکنان و به وجود آمدن مشکلات در سازمان می‌شود؛ لذا بررسی رابطه بین این عوامل ضروری به نظر می رسد. به‌طورکلی هدف از این پژوهش بررسی تأثیر ناامنی شغلی بر رفتارهای بازدارنده با نقش میانجی تعهد عاطفی و نقش تعدیل گر حمایت سرپرستان است و محققان به دنبال پاسخ به این سؤال هستند که آیا ناامنی شغلی موجب رفتارهای بازدارنده در سازمان‌ها می‌شود؟

www.SID.ir

Archive of SID

در این مقاله، پس از مقدمه به ادبیات نظری و پیشینه پژوهش پرداخته‌شده، سپس مدل مفهومی و روش پژوهش توضیح داده‌شده است. پس از شرح تجزیه‌وتحلیل داده‌های پژوهش با استفاده از مدل‌سازی معادلات ساختاری، نتیجه‌گیری و پیشنهادهایی ارائه‌شده است.

چارچوب نظری و پیشینه پژوهش

ناامنی شغلی و رفتار بازدارنده

درحالی‌که هیچ تعریف پذیرفته‌شده‌ای از رفتارهای بازدارنده در مدیریت وجود ندارد، کالینز و گریفین (۱۹۹۸)، رفتار بازدارنده را فقدان توجه به قوانین سازمانی ضمنی و صریح، سیاست‌ها و ارزش‌ها توصیف می کنند. بنا بر تأکید فاین و همکاران (۲۰۱۰)، رفتارهای بازدارنده و مخرب اشاره‌ای به مجموعه‌ای وسیع از رفتارهای انحرافی، غیراخلاقی و غیرقانونی نظیر دزدی، فریبکاری، سو مصرف مواد و داروها، کم‌کاری هدفمند و غیبت غیرمجاز است (Golparvar & Karami, 2011).

رفتار بازدارنده می‌تواند در محدوده‌ای از قانون‌شکنی با جدیت کم (مانند پنج دقیقه با تأخیر رسیدن یا پنج دقیقه زودتر ترک کردن، گشت‌وگذار در اینترنت) تا قانون‌شکنی‌های جدی‌تر (مانند آزار و اذیت کلامی، یا آسیب رساندن جسمی کارکنان به یکدیگر) ادامه یابد (Brimecombe; Magnusen & Bunds, 2014). به‌رغم اینکه اغلب گزارش‌های مربوط به زیان‌های اقتصادی ارتکاب این نوع رفتارها از طرف کارکنان در محیط‌های کاری مربوط به کشور آمریکا و برخی دیگر کشورهاست، ولی شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد ارتکاب این رفتارها محدود به گسترهٔ جغرافیایی خاصی نیست، بلکه شیوعی جهانی دارد (Fine; Horowitz; Weigler & Basis, 2010). بر اساس برخی برآوردها، بین ۳۳ تا ۷۵ درصد کارکنان در مقاطعی از زمان به اشکال مختلف در برخی از این نوع رفتارها در محیط‌های کار درگیر می‌شوند. مهم‌تر اینکه این رفتارها مسئول چیزی حدود ۳۰ درصد از مشکلات تجاری و اقتصادی پدید آمده برای سازمان‌هاست. بر اساس گزارش مرکز منابع اخلاقی (۲۰۰۷) در آمریکا، میزان ارتکاب رفتارهای مخرب و بازدارنده از سال ۲۰۰۳ تا سال ۲۰۰۷، ۱۰ درصد افزایش رانشان می‌دهد (Golparvar & Karami, 2011).

گرینبرگ و بارلینگ (۱۹۹۹)، دریافتند که عوامل سرکار و عوامل فرد می‌تواند پرخاشگری در قبال هدف‌های متفاوت را پیش‌بینی کند؛ برای نمونه، عوامل محل کار می‌تواند پرخاشگری علیه یک سرپرست را پیش‌بینی کند درحالی‌که عوامل فردی می‌تواند پرخاشگری علیه یک همکار را نشان و پیش‌بینی نماید. این رفتارهای مقدماتی و متنوع است که مفهوم‌سازی رفتار کاری بازدارنده را تائید می‌کند (Greenberg & Barling, 1999). در واقع در سطح عمومی، تمامی اعمال و رفتارهای بازدارنده دارای ویژگی مشترک زیر

www.SID.ir

Archive of SID

پا نهادن علایق مشروع یک سازمان بوده و به‌طور بالقوه برای اعضا و یا کل سازمان آسیب‌زا هستند و منجر به ایجاد ناامنی شغلی می‌شوند.

هنگامی‌که سازمان در برآوردن خواسته‌های کارکنان با سطوح انتظار بالا، به دلیل ناامنی شغلی شکست می‌خورد، این فرض وجود دارد که درگذشته نگرش منفی نسبت به کار وجود داشته است؛ بنابراین ناامنی شغلی به‌عنوان نگرشی منفی نسبت به کار و نیز پیش‌بینی اینکه چگونه افراد با شغلشان دست‌وپنجه نرم می‌کنند (Kuhnert & Palmer, 1991) و میزان تعهد آن‌ها نسبت به سازمان، درک می‌شود (Davy; Kinicki & Scheck, 1997). ناامنی شغلی به حس ناتوانی برای حفظ و تداوم موقعیت، زمانی که وضعیت مطلوب کار مورد تهدید قرار می‌گیرد، اشاره دارد (Ziaodini & Hasani, 2012) . بخش بزرگی از برداشت کارگران از ناامنی شغلی و یا خطر و عواقب از دست دادن شغل، به خاطر ترس از اخراج به دلیل عدم نیاز و شرایط وخیم بازار کار است (Roskies & Louise-Guerine, 1990). دیوی و همکاران (۱۹۹۷)، ناامنی شغلی را به‌عنوان نگرانی یک شخص از وضعیت آینده خود توصیف می‌کنند. بر طبق گفته کینون و ناتی (۱۹۹۴)، عوامل مؤثر بر ناامنی شغلی می‌تواند به سه گروه طبقه‌بندی شود: عوامل جمعیت شناختی (مثل سن، جنسیت، وضعیت تأهل، آموزش‌وپرورش)، ویژگی‌های موقعیت (مانند ماهیت روابط اشتغال، تصدی شغل و دسترسی به اطلاعات) و درنهایت ویژگی‌های مربوط به محیط سازمانی (مانند نرخ بیکاری منطقه‌ای و جوسازمانی) (Kinnunen & Natti, 1994).

پروبست و بروبیکر (۲۰۰۱)، به بررسی رابطه بین ادراک کارکنان از ناامنی شغلی و نتایج ایمنی همانند انگیزه‌های بیرونی، پیروی از سیاست‌های ایمنی در کار، گزارش بروز نقص در ایمنی توسط خود فرد، صدمات و حوادث محل کار پرداختند. آن‌ها در این مطالعه نشان دادند که رضایت شغلی یک عامل مهم پیش‌بینی کننده انگیزه و دانش ایمنی است. آن‌ها همچنین دریافتند که ناامنی شغلی با معیارهای نتایج ایمنی معنی‌دار و مرتبط است. فرخ نژاد، سلیمی و فدائیان (۲۰۱۱)، در پژوهشی با عنوان رفتار شهروندی سازمانی: تأملی بر رابطه وجدان کاری، سازش‌پذیری با رفتار کاری مخرب به بررسی میزان تأثیر دو متغیر پیش‌بینی کننده موسوم به وجدان کاری و سازش‌پذیری بر دو متغیر ملاک موسوم به رفتار شهروندی سازمانی و رفتار کاری بازدارنده در میان کارکنان شرکت پالایش گاز فجر جم، پرداختند. تحلیل یافته‌های پژوهش نشان داد که سازش‌پذیری و وجدان کاری، پیش‌بینی کننده رفتار شهروندی سازمانی هستند. سازش‌پذیری و وجدان کاری، همبستگی ساده و چندگانه معنی‌داری با رفتار کاری بازدارنده دارند. ضیاءالدینی و حسنی (۲۰۱۲)، پژوهشی را با عنوان بررسی تأثیر مؤلفه‌های ناامنی شغلی بر عوامل سازمانی ارائه کردند. هدف پژوهش بررسی

www.SID.ir

Archive of SID

و ارزیابی سطوح ناامنی شغلی و تخمین پاسخ به سطوح آن (ادراک از ناامنی شغلی، عدم رضایت از ناامنی شغلی و رفتارهای ناامنی شغلی) که می‌تواند بهزیستی روان‌شناختی کارکنان و تمایل به ترک سازمان و رفتارهای خطرپذیر مربوط باشد، انجام‌گرفته است. اساس داده‌ها مبتنی بر توزیع پرسشنامه با نمونه‌ای به حجم ۹۰ نفر از پرستاران و بهیاران بیمارستان علی ابن ابی‌طالب بوده است. نتایج نشان داد که ناامنی شغلی بر تمامی شاخص‌های مربوط به عوامل سازمانی مؤثر است. تیان، زهانگ و زو (۲۰۱۴)، در پژوهشی به بررسی ناامنی شغلی و رفتارهای بازدارنده پرداختند. آن‌ها با جمع‌آوری داده‌ها از طریق پرسش‌نامه از ۳۶۶ نفر از کارکنان دریافتند که ناامنی شغلی رابطه معنی‌داری با رفتارهای بازدارنده دارد. با توجه به مطالب ارائه شده، فرضیه اول پژوهش به صورت زیر ارائه می‌شود:

فرضیه اول: ناامنی شغلی بر رفتارهای بازدارنده تأثیر دارد.

تعهد عاطفی، رفتارهای بازدارنده و ناامنی شغلی

مفهوم تعهد در محیط کار پس از گذشت سال‌ها تحقیق و نظریه‌پردازی کماکان از زمره موضوعات و مفاهیم چالش‌برانگیز و موردپژوهش توسط روانشناسان صنعتی و سازمانی و پژوهشگران عرصه رفتار سازمانی است (Cooper-Hakim & Viswesvaran, 2005).

تعهد در فرهنگ لغت آکسفورد به معنای الزامی که آزادی عمل را محدود می‌کند آمده است. تعهد عبارت است از نگرش‌های مثبت یا منفی افراد نسبت به‌کل سازمان (نه شغل) که در آن فعالیت می‌کنند. پورتر و همکارانش تعهد سازمانی را به‌عنوان درجه نسبی تعیین هویت فرد یا سازمان و مشارکت و درگیری در یک سازمان خاص تعریف می‌کنند.

تعهد سازمانی اغلب دارای عناصر سه‌گانه تمایل قوی افراد برای بقا عضویت در یک سازمان خاص، تمایل به تلاش بسیار زیاد برای سازمان و باور قاطع در قبول ارزش‌ها و اهداف سازمان است. به‌عبارت‌دیگر تعهد سازمانی یک نگرش درباره وفاداری کارکنان به سازمان و یک فرایند مستمر است که از مشارکت افراد در تصمیمات سازمانی حاصل می‌شود و نتیجه آن توجه افراد به سازمان و موفقیت و رفاه سازمان است. تحقیقات زیادی درباره تأثیر تعهد سازمانی بر عملکرد شغلی، رفتارهای مبتنی بر تابعیت سازمانی، ترک خدمت کارکنان، غیبت از کار و تأخیر کارکنان انجام‌شده است. این پژوهش‌ها نشان داده‌اند که ارتباط تعهد سازمانی با عملکرد شغلی و رفتارهای مبتنی بر تابعیت سازمانی، مستقیم است ولی ارتباط آن با ترک خدمت، غیبت از کار و تأخیر کارکنان معکوس است (Karami, 2011).

بر اساس مدل سه‌بخشی آلن و می یر (۱۹۹۰) تعهد سازمانی شامل سه مؤلفه زیر است:

www.SID.ir

Archive of SID

تعهد عاطفی: احساس تعلق و وابستگی به سازمان و احساس داشتن هویت با آن (خواستن و میل باطنی)
تعهد هنجاری: احساس وفاداری به سازمان و الزام اخلاقی به ماندن در سازمان و ادای دین به آن‌ها (این تعهد اشاره به‌نوعی الزام اخلاقی دارد)
تعهد مستمر: محاسبه سود و زیان و هزینه‌های ناشی از ترک سازمان (نیاز به ماندن در سازمان)

یکی از ابعاد مطرح برای تعهد سازمانی در مدل سه مؤلفه‌ای آلن و می یر (۱۹۹۰)، تعهد عاطفی است. تعهد عاطفی بر اساس تعریف آلن و می یر (۱۹۹۰)، عبارت است از دل‌بستگی هیجانی، همانندسازی و درگیری هیجانی کارکنان با سازمان. کارکنانی که ازنظر هیجانی به سازمان محل کار خود احساس دل‌بستگی می‌کنند و از دل‌بستگی و همانندسازی بالایی با سازمان و اهداف آن برخوردارند. ازلحاظ نظری تعهد عاطفی، شکل هیجانی تعهد و تعلق در درون سازمان‌هاست که حداقل دارای سه جزء باور و پذیرش نیرومند اهداف و ارزش‌های سازمان محل کار، تمایل به‌صرف تلاش قابل‌توجه برای سازمان محل کار و تمایل زیاد به ماندن در سازمان است (Golparvar & Nadi, 2011). تعهد عاطفی قوی‌ترین عامل تعهد کارکنان به سازمان بوده و درصورتی‌که این نوع از تعهد در کارکنان وجود داشته باشد ارزش‌ها و هنجارهای مورد نظر کارکنان در راستای ارزش‌های سازمان قرار گرفته و سازوکار خودکنترلی در میان کارکنان تقویت می‌شود و در این صورت هزینه‌های کنترل کارکنان نیز علاوه بر کاهش هزینه‌های جابه‌جایی و ترک سازمان کاهش می‌یابد (Torkestani & Jamshidi Borujerdi, 2015). اگر تعهد سازمانی را به‌عنوان وابستگی فرد به سازمان و تعیین هویت وی بدانیم، تعهد عاطفی دارای سه جنبه از وابستگی عاطفی به سازمان، تمایل فرد برای تعیین هویت شدن از طریق سازمان و میل به ادامه فعالیت در سازمان است.

تعهد عاطفی یکی از ابعاد تعهد سازمانی است که به دلبستگی عاطفی کارکنان به سازمان، همانندسازی با آن، خشنودی از آن و تمایل به ماندن در آن اشاره می‌کند. در این نوع از تعهد، فرد قویاً هویت خود را با سازمان می‌شناسد، در آن سرمایه‌گذاری هیجانی و عاطفی می‌کند و به آن وابسته است. کارکنان با تعهد عاطفی بالا، اشتغال خود را در سازمان ادامه می‌دهند به این دلیل که آن‌ها می‌خواهند چنین کاری را انجام دهند. بر اساس گفته‌های آلن و می یر (۱۹۹۰)، عوامل پیش‌بینی کننده تعهد عاطفی به‌طورکلی، در سه مقوله ویژگی‌های شخصی، ویژگی‌های سازمانی و تجربه‌های کاری جای می‌گیرند. پیش‌شرط‌های تعهد عاطفی را می‌توان شامل چالش شغل، وضوح نقش، وضوح اهداف، مشکل بودن هدف، پذیرش دیدگاه‌های کارکنان از جانب مدیریت، انسجام همکاران، عدالت، بازخور و مشارکت در نظر گرفت. تعهد عاطفی کاهش قصد ترک سازمان، جابه‌جایی کمتر، کاهش غیبت، رفتارهای مشتری مدارانه بیشتر و ارتقا عملکرد

www.SID.ir

Archive of SID

در نقش و فراتر از نقش را موجب می‌شود (Torkestani & Jamshidi Borujerdi, 2015). تعهد عاطفی به‌عنوان احساس هیجانی کارکنان برای وابستگی به سازمان، همانندسازی با آن و درگیری در سازمان مفهوم‌سازی شده است که باعث جلوگیری از رفتارهای بازدارنده و منجر به امنیت شغلی در سازمان می‌شود. امنیت شغلی دارای دو بعد عینی و ذهنی است. بعد عینی به عدم وجود عوامل تهدیدکننده در سازمان و بعد ذهنی به احساس و ادراک از نبودن موانعی در جهت اشتغال در حال و آینده اشاره می‌کند. امنیت شغلی عبارت است از احساس داشتن یک شغل مناسب و اطمینان از تداوم آن در آینده و فقدان عوامل تهدیدکننده شرایط مناسب کاری در آن شغل. اگر فرد الف احساس کند که دارای شغل مناسبی است و اطمینان داشته باشد که تا پایان دوران خدمت در آن شغل به کار ادامه خواهد داد و از طرف شخص یا عواملی به جهت ایفای مناسب نقش‌ها و وظایف شغلی خود مورد تهدید واقع نمی‌شود، دارای امنیت شغلی است. احساس امنیت شغلی به حالتی گفته می‌شود که برآیند ارزیابی فرد از شرایط فردی، سازمانی و محیطی، او را به این نتیجه هدایت می‌کند که عامل خاصی امنیت شغلی وی را تهدید نمی‌کند و او می‌تواند در حال حاضر و در آینده به تداوم اشتغال خود اطمینان داشته باشد. ارزیابی فرد از عامل تهدیدکننده و احساس ضعف و درماندگی در مقابل عامل تهدیدکننده، دو عامل تعیین‌کننده در عدم امنیت شغلی می‌باشد؛ یعنی هراندازه فرد عامل تهدیدکننده و ماهیت تهدید را شدیدتر ارزیابی نماید و توان مقابله با آن را نداشته باشد و یا این توانایی را در خود احساس نکند، دچار درجات شدیدتری از احساس عدم امنیت شغلی خواهد شد. به‌عبارت‌دیگر امنیت شغلی عبارت است از تضمین برقراری رابطه استخدامی فرد با سازمان (Majidi; Ghahremani & Mahmoudabadi, 2008). در امنیت شغلی موضوعاتی چون تغییرات شغلی، از دست دادن شغل، عدم دستیابی به شغل مناسب گنجانده‌شده است. بنا به اعتقاد روان شناسان صنعتی و سازمانی، امنیت شغلی ازجمله عوامل به وجود آورنده رضایت شغلی است. احساس امنیت شغلی به حالتی گفته می‌شود که برآیند ارزیابی فرد از شرایط فردی، سازمانی و محیطی، او را به این نتیجه هدایت می‌کند که عامل خاص امنیت شغلی وی را تهدید نمی‌کند و او می‌تواند در حال حاضر و در آینده به تداوم اشتغال خود اطمینان داشته باشد (Porkiyani & Hosini, 2013) . درصورتی‌که فرد در سازمان عدم امنیت شغلی را احساس کند ممکن است اقدام به رفتارهای بازدارنده کند که نتایجی را برای سازمان به بار خواهد آورد. ازجمله نتایج سازمانی مربوط به ناامنی شغلی می‌توان به تمایل به ترک سازمان، رفتارهای خطرپذیر و بازدارنده و ... اشاره نمود.

www.SID.ir

Archive of SID

هلگرن، اسورک و ایساکسون (۱۹۹۹)، در پژوهشی به بررسی عدم امنیت شغلی در ارتباط با افزایش بیکاری و کاهش استفاده از نیروی کار بر روی بهبود اثربخشی سازمان و توانایی رقابتی آن پرداختند. آن‌ها در این پژوهش بیان می‌کنند که عدم امنیت شغلی به‌طور منفی با نگرش و شادکامی کارکنان مرتبط است. فاین، هورویتز، ویگلر و باسیس (۲۰۱۰)، پژوهشی را با عنوان شخصیت خوب، کافی است؟ اثرات متغیرهای موقعیتی در رابطه بین صداقت و رفتارهای بازدارنده در کار ارائه کردند. آن‌ها در این پژوهش به بررسی اثرات اصلی و اثرات تعاملی دو متغیر موقعیتی (تعهد کارکنان و هنجارهای کنترل امنیت) در رابطه بین صداقت و رفتارهای بازدارنده در کار پرداختند. دو عامل تعهد کارکنان و هنجارهای کنترل امنیت هرکدام رابطه بین صداقت و رفتارهای بازدارنده در کار را هنگامی‌که صداقت پایین بود تعدیل می‌کرد ولی هنگامی که صداقت بالابود بر روی رفتارهای بازدارنده در کار تأثیری نداشت. گل پرور و نادی (۲۰۱۱)، پژوهشی را با عنوان تدوین مدلی برای رابطه بین رضایت شغلی، تعهد عاطفی، تبعیض و ترک خدمت معلمان ارائه کردند. این پژوهش باهدف بررسی نقش واسطه‌ای تعهد عاطفی و رضایت شغلی در رابطه با تبعیض ادراک‌شده با تمایل به ترک خدمت به مرحله اجرا درآمد. جامعه آماری پژوهش معلمان زن و مرد شهر اصفهان بودند. یافته‌ها نشان داد که تبعیض ادراک‌شده معلمان با تعهد عاطفی و رضایت شغلی دارای رابطه منفی و معنادار ولی با ترک خدمت دارای رابطه مثبت و معنادار است. ترک خدمت درنهایت با رضایت شغلی دارای رابطه منفی معنادار بود. همچنین رضایت شغلی و تعهد عاطفی می‌توانند نقش واسطه‌ای پاره‌ای را در رابطه بین تبعیض ادراک‌شده با تمایل به ترک خدمت ایفا نمایند. براتی، عریضی، براتی، سرهنگی و رنجبر (۲۰۱۴)، پژوهشی با عنوان تأثیر عدالت سازمانی و جوسازمانی بر رفتارهای ضد تولید ارائه کردند. هدف از پژوهش بررسی تأثیر عدالت سازمانی و جوسازمانی بر رفتارهای بازدارنده در کارکنان یکی از سازمان‌های شهر اصفهان بود. نتایج نشان داد که رفتار بازدارنده نسبت به سازمان با جوسازمانی نوآورانه، جوسازمانی همکارانه، عدالت توزیعی و عدالت رویه‌ای رابطه منفی دارد و رفتار بازدارنده نسبت به فرد با جوسازمانی همکارانه و عدالت رویه‌ای رابطه منفی دارد. همچنین جو نوآورانه، جو همکارانه و عدالت رویه‌ای تأثیر مستقیم و عدالت توزیعی تأثیر غیرمستقیم بر رفتارهای بازدارنده دارد. بر اساس یافته‌ها، سازمان‌ها می‌توانند با تشویق نوآوری و همکاری و نیز توسعه رویه‌ها و توزیع‌های عادلانه از رفتارهای بازدارنده کارکنان جلوگیری کنند و تعهد عاطفی کارکنان به سازمان را افزایش دهند. ترکستانی و جمشیدی (۲۰۱۵)، در مقاله‌ای نشان دادند که ادراک کارکنان از درستکاری سازمان، هم به طور مستقیم و هم با میانجی‌گری نقش رفاه عاطفی، رابطه مثبت با تعهد عاطفی کارکنان دارد. دشوونگ، گرانت و مالینس-

www.SID.ir

Archive of SID

اسویت (۲۰۱۵)، پژوهشی با عنوان مقایسه مدل‌های رفتارهای بازدارنده در محیط کار ارائه کردند. نتایج نشان داد که بهترین برازش و باصرفه‌ترین مدل برای توصیف رفتارهای بازدارنده در محیط کار آن مدلی است که تنها عوامل توافق و باوجدان بودن را شامل گردد. منتخب یگانه، بشلیده، شمسی و هزاریان (۲۰۱۶)، به بررسی رابطه رهبری اخلاقی با رفتارهای انحرافی در محیط کار با نقش میانجی تعهد عاطفی و جو اخلاقی پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که رهبری اخلاقی در محیط کار اثر مستقیمی دارد و به صورت غیر مستقیم بر رفتارهای انحرافی در محیط کار از طریق تعهد عاطفی و جو اخلاقی تأثیر دارد. با توجه به مطالب ارائه شده، فرضیه دوم، سوم و چهارم پژوهش به صورت زیر ارائه می‌شود:

فرضیه دوم: ناامنی شغلی بر تعهد عاطفی تأثیر دارد.

فرضیه سوم: تعهد عاطفی بر رفتارهای بازدارنده تأثیر دارد.

فرضیه چهارم: تعهد عاطفی تأثیر ناامنی شغلی بر رفتارهای بازدارنده را میانجی‌گری می‌کند.

حمایت سرپرستان، تعهد عاطفی، ناامنی شغلی و رفتارهای بازدارنده

از منابع مهم حمایت در سازمان برای کارکنان، ادراک حمایت از سازمان، سرپرست و همکار می‌باشد. پژوهش‌ها نشان می‌دهد که حمایت برای بسیاری از زمینه‌های سازمانی کاربرد دارد. برای نخستین بار آیزنبرگر، هانتینگتون، هاتچیسون و ساوا (۱۹۸۶)، مفهوم حمایت سازمانی ادراک‌شده (POS)[1] را مطرح و به این صورت که حمایت سازمانی ادراک‌شده بازتاب باور عمومی کارکنان است در مورد اینکه سازمان محل کار برای آن‌ها ارزش قائل بوده و برای خوشبختی آنان اهمیت قائل است، تعریف کردند. حمایت سازمانی ادراک‌شده منابعی از حمایت اجتماعی را برای کارکنان فراهم می‌کند (Kraimer; Wayne & Jaworski, 2001). کارکنان حمایت سازمانی ادراک‌شده را به‌عنوان نوعی مکانیسم کنار آمدن محسوب می‌کنند. به‌عبارت‌دیگر حمایت فراهم‌شده توسط سازمان، استرس شغلی تجربه‌شده به‌وسیله کارکنان را حذف کرده و حتی مانع اثرات منفی استرس شغلی می‌شود که به دلیل ماهیت وظایف شغلی قابل‌حذف نیست (Stamper & Johlke, 2003). کارکنانی که میزان زیادی از حمایت سازمانی ادراک‌شده را تجربه می‌کنند، این احساس را دارند که می‌باید با توجه به رفتارها و نگرش‌های مناسبی در سازمان ایفای نقش کنند تا عمل آن‌ها در راستای منافع سازمان متبوعشان باشد و بدین‌وسیله حمایت سازمان را جبران نمایند و از رفتارهای بازدارنده در سازمان خودداری نمایند. بر اساس رویکرد مبادله اجتماعی، حمایت سازمانی

1. Perceived Organizational Support

www.SID.ir

Archive of SID

ادراک‌شده موجبات افزایش بهره‌وری، عملکرد، کمک به همکاران، پیشرفت سازمان، تعهد سازمانی عاطفی و رفتار شهروندی سازمانی را فراهم می‌کند (LaMastro, 2000). از جهت دیگر این اعتقاد وجود دارد که سازمان یک مفهوم مجرد است و ادراک حمایت از سوی سرپرست به‌عنوان یکی از کارگزاران سازمانی، مفهوم بهتری است. این تصور منجر به معرفی نوع دیگری از ادراک حمایت شد که حمایت سرپرستی ادراک‌شده (PSS)[1] نام گرفت. هرچند این نوع حمایت رابطه‌ای بسیار نزدیک با حمایت سازمانی ادراک‌شده دارد، اما می‌تواند از آن ناشی شود و به‌صورت ادراک کلی کارکنان از میزانی تعریف می‌شود که سرپرست به مشارکت آنان ارزش می‌دهد و مراقب آسایش و راحتی آنان است (Barati; Oreyzi; Barati; Sarhangi & Ranjbar, 2014). حمایت سرپرست به لحاظ شمول مفهومی و معنایی، میزان حمایتی است که سرپرستان به کارکنان تحت امر خود بر مبنای رعایت شایستگی، انصاف و عدالت در برخورد، ترغیب روابط دوسویه و تعاملی فعال و قدردانی از سهم و مشارکت کارکنان را در برمی‌گیرد و موجب می‌شود که کارکنان احساس امنیت شغلی کنند. سرپرست با تأثیرگذاری بر مقدار طاقت‌فرسا بودن یک شغل، تعیین می‌کند که آن شغل چقدر می‌تواند باعث کاهش تعارض در نقش کار، ابهام در نقش‌های مختلف و تعارض حاصل‌شده بین کار و خانواده شود (Major & Lauzun, 2010). همچنین سرپرست می‌تواند مقدار استقلال کارمند در کار را تعیین کرده و میزان احساس پیروزی ناشی از انجام کار را مشخص کند (Purcell & Hutchison, 2007). سرپرستی که خود را با تعارض‌های ایجادشده بین کار و زندگی خانوادگی سازگار می‌کند، می‌تواند به‌طور چشمگیری رضایت شغلی و نتایج نهایی شرکت را بهبود بخشد. برخی محققان بیان می‌کنند اگر کارکنان پی ببرند سرپرستانشان با آن‌ها به طور منصفانه، صادقانه و معتمدانه رفتار می‌کنند، نگرش مثبتی نسبت به کار و سازمان به دست می‌آورند (Neves & Story, 2015).

فاکس، اسپکتور و میلس (۲۰۰۱)، به بررسی رفتارهای بازدارنده در پاسخ به عوامل استرس‌زا و عدالت سازمانی پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده در این پژوهش با چارچوب استرس شغلی که در آن محدودیت سازمانی، تعارض بین فردی و بی‌عدالتی متصور عوامل استرس‌زای شغلی است مطابقت دارد و رفتارهای بازدارنده پاسخ تنش رفتاری است. نتایج نشان داد که عواطف منفی در رابطه بین تنش و استرس‌زا ها به‌عنوان یک عامل میانجی گر است. همچنین وضعیت عاطفی در رابطه بین عوامل استرس‌زا و رفتارهای بازدارنده تعدیل گری بسیار ضعیفی دارد و خودمختاری نیز این رابطه را تعدیل نمی‌نماید. رضایی و ساعتچی (۲۰۰۹)، در پژوهشی با عنوان رابطه بین نگرش به عوامل انسانی مؤثر در بهره‌وری و سبک رهبری سرپرستان با تعهد

1. Perceived Supervisor Support

www.SID.ir

Archive of SID

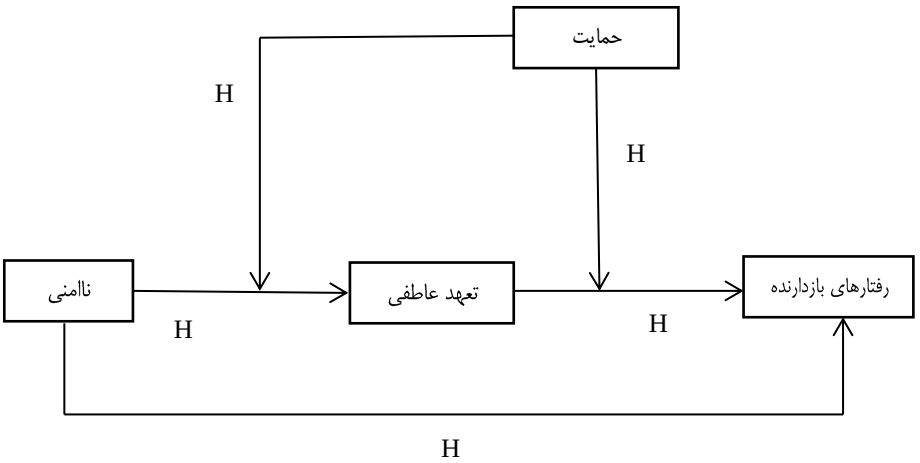
سازمانی در کارکنان کارخانه‌های مخابراتی ایران به بررسی رابطه بین نگرش به عوامل انسانی مؤثر در بهره‌وری و سبک رهبری سرپرستان با تعهد سازمانی در کارکنان پرداختند. بر اساس نتایج این پژوهش بین نگرش سرپرستان به عوامل انسانی مؤثر در بهره‌وری و تعهد سازمانی زیردستان و بین سبک رهبری سرپرستان و تعهد سازمانی زیردستان رابطه معناداری وجود دارد. با توجه به مطالب ارائه شده، فرضیه پنجم و ششم پژوهش به صورت زیر ارائه می‌شود:

فرضیه پنجم: حمایت سرپرستان تأثیر ناامنی شغلی بر تعهد عاطفی را تعدیل می‌کند.

فرضیه ششم: حمایت سرپرستان تأثیر تعهد عاطفی بر رفتارهای بازدارنده را تعدیل می‌کند.

مدل مفهومی پژوهش

با توجه به مطالب گفته‌شده، پژوهش حاضر از مدل مفهومی که در شکل (۱) نشان داده‌شده است پیروی می‌کند. تأثیر مطالعات در زمینه ناامنی شغلی و نقش بالقوه آن بر رفتار مخرب ممکن است بی‌نهایت باارزش باشد؛ به‌خصوص درسازمان‌هایی که نیروی انسانی در آن‌ها از اهمیت بسزایی برخوردار است. درک روابط بین این مفاهیم و ارزشی که می‌تواند برای سازمان به لحاظ ایجاد و ادامه مزیت رقابتی پایدار به وجود آورد بسیار مهم و ارزشمند است.



شکل (۱): مدل مفهومی پژوهش

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش، بر اساس هدف از پژوهش‌های کاربردی محسوب می‌شود و از حیث شیوه گردآوری داده‌ها، پژوهشی توصیفی-پیمایشی از نوع تحلیل همبستگی است که در آن رابطه میان متغیرها بر اساس هدف تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

تحلیل می‌گردد و به‌طور مشخص مبتنی بر معادلات ساختاری[1] است. برای گردآوری اطلاعات در زمینه مبانی نظری و ادبیات موضوع از منابع کتابخانه‌ای، مقالات، کتاب‌های موردنیاز و نیز از پایگاه‌های اطلاعات علمی و مجله‌های الکترونیکی و برای جمع‌آوری داده‌ها از روش میدانی به کمک پرسش‌نامه استفاده‌شده است. در پایان برای سنجش و مدل‌سازی روابط میان متغیرها از معادلات ساختاری و نسخه دوم نرم‌افزار اسمارت پی ال اس[2] استفاده‌شده است.

برای دست‌یابی به هدف‌های پژوهش، شرکت خدمات فنی و مهندسی آریا دیزل اروند به‌عنوان مطالعه موردی انتخاب شد. بدین ترتیب جامعه آماری پژوهش حاضر، کلیه کارکنان شرکت خدمات فنی و مهندسی آریا دیزل اروند می‌باشد. با توجه به محدود بودن جامعه موردبررسی، در پژوهش حاضر از فرمول کوکران برای تعیین تعداد نمونه موردنیاز استفاده‌شده است (Hafeznia, 2005). مطابق با این فرمول در سطح اطمینان ۹۵ درصد (سطح خطای ۵ درصد) و با توجه به تعداد ۳۶۷ تایی جامعه موردبررسی، همان‌گونه که در رابطه (۱) مشخص‌شده است، تعداد ۱۸۸ نمونه محاسبه گردیده است. در این معادله n نمایانگر حجم نمونه، N نمایانگر حجم جمعیت آماری، z نمایانگر درصد خطای معیار ضریب اطمینان قابل‌قبول، p نمایانگر نسبتی از جمعیت فاقد صفت معین، d نمایانگر درجه اطمینان با دقت احتمالی مطلوب می‌باشد.

رابطه (۱)

$$n = \frac{\frac{z^2 pq}{d^2}}{1 + \frac{1}{N}\left(\frac{z^2 pq}{d^2} - 1\right)} = 188$$

$$n = \frac{\frac{1.96^2 * .5 * .5}{.05^2}}{1 + \frac{1}{367}\left(\frac{1.96^2 * .5 * .5}{.05^2} - 1\right)} = 188$$

ابزار اصلی گردآوری داده‌ها در پژوهش حاضر، پرسش‌نامه می‌باشد. برای گردآوری اطلاعات در این پژوهش از پرسشنامه حاوی ۴۶ سنجه با طیف پنج گزینه‌ای لیکرت (از بسیار مخالفم تا بسیار موافقم) استفاده‌شده است. برای سنجش متغیرهای پژوهش، شامل ناامنی شغلی (۶ سنجه) از مطالعات هلگرن، اسورک و ایساکسون (۱۹۹۹)، تعهد عاطفی (۱۳ سنجه) از مطالعات می یر، آلن و اسمیت (۱۹۹۳)، رفتار بازدارنده (۱۸ سنجه) از مطالعات بنت (۲۰۰۰) و حمایت سرپرستان (۹ سنجه) از مطالعات جانسون (۲۰۰۴)، استفاده‌شده است. برای حصول اطمینان از روایی محتوایی و ظاهری پرسشنامه، ویرایش اولیه آن موردبررسی

1. Structural Equation Modeling
2. Smart PLS 2

www.SID.ir

Archive of SID

متخصصان و صاحب‌نظران در این زمینه قرار گرفت و با توجه به نظرات و پیشنهادهای آن‌ها اصلاحات لازم بر روی سنجه‌ها انجام شد و پس از تأیید مورداستفاده قرار گرفت.

برای برازش و آزمودن فرضیه‌ها با استفاده از مدل‌های ساختاری، از روش حداقل مربعات جزئی[1] و نسخه دوم نرم‌افزار اسمارت پی ال اس استفاده شد. این روش بهترین ابزار برای تحلیل تحقیقاتی است که روابط بین متغیرها پیچیده، حجم نمونه اندک و توزیع داده‌ها غیر نرمال باشد (Diamantopoulos; Sarstedt; Wilczynski & Kaiser, 2012)(Fuchs; . ازآنجایی‌که اثر تعاملی دو متغیر با توزیع نرمال در اکثر مواقع دچار چولگی می‌شود بهتر است از روش PLS برای بررسی تحلیل اثر تعاملی استفاده شود که به توزیع نرمال حساسیت نداشته باشد. برای تحلیل مدل‌ها درروش معادلات ساختاری با رویکرد حداقل مربعات جزئی (PLS-SEM) ابتدا باید به بررسی برازش مدل و سپس آزمودن فرضیه‌های پژوهش پرداخت (Davari & Rezazade, 2013). بررسی برازش مدل، در سه بخش برازش مدل‌های اندازه‌گیری، برازش مدل ساختاری و برازش مدل کلی انجام می‌شود که در بخش تحلیل داده‌ها بررسی و توضیح داده می‌شود.

تحلیل داده‌ها

برازش مدل اندازه‌گیری

برای بررسی برازش مدل اندازه‌گیری سه معیار پایایی، روایی همگرا و روایی واگرا استفاده می‌شود. برای سنجش پایایی مدل به بررسی پایایی ترکیبی[2] و آلفای کرونباخ پرداخته‌شده است. نتایج در جدول (۱) آورده شده است.

جدول (۱): گزارش معیارهای آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی

متغیرها	عنوان در مدل	ضریب آلفای کرونباخ (Alpha ≥ 0/7)	ضریب پایایی ترکیبی (CR ≥ 0/7)
ناامنی شغلی	JI	۰/۸۸۴	۰/۹۱۳
رفتار بازدارنده	CB	۰/۹۸۶	۰/۹۸۷
تعهد عاطفی	AC	۰/۹۵۱	۰/۹۵۷
حمایت سرپرستان	SS	۰/۹۶۶	۰/۹۷۰

1. Partial Least Squares
2. Composite Reliability

www.SID.ir

Archive of SID

همان‌طور که در جدول (۱) مشخص است همه متغیرها از پایایی بالایی در مدل برخوردارند. پایایی ترکیبی و ضریب آلفای کرونباخ در مورد همه متغیرها بالاتر از ۰/۷ است. درنتیجه نتایج پژوهش حاضر در مورد این دو معیار برازش مناسب مدل را تأیید می‌کند.

روایی پرسشنامه توسط دو معیار روایی همگرا و واگرا که مختص مدل‌سازی معادلات ساختاری است، بررسی شد. معیار AVE[1] نشان‌دهنده میانگین واریانس به اشتراک گذاشته‌شده بین هر سازه با شاخص‌های خود است. به بیان ساده‌تر AVE میزان همبستگی یک سازه با شاخص‌های خود را نشان می‌دهد که هرچه این همبستگی بیشتر باشد، برازش نیز بیشتر است (Barclay; Higgins & Thompson, 1995). مقدار AVE مربوط به سازه‌های مدل در جدول (۲) آمده است.

جدول (۲): گزارش معیار روایی همگرا (AVE)

متغیرها	عنوان در مدل	میانگین واریانس استخراجی (AVE ≥ 0/5)
ناامنی شغلی	JI	۰/۶۴۰
رفتار بازدارنده	CB	۰/۸۱۵
تعهد عاطفی	AC	۰/۶۳۷
حمایت سرپرستان	SS	۰/۷۸۶

با توجه به نتایج جدول (۲)، AVE همه سازه‌ها بالاتر از ۰/۵، (Fornell & Larcker, 1981) هست و درنتیجه روایی همگرای مدل و مناسب بودن برازش مدل‌های اندازه‌گیری تأیید می‌شود.

در قسمت روایی واگرا، میزان همبستگی یک سازه با شاخص‌هایش در مقابل همبستگی آن سازه با سایر سازه‌ها مقایسه می‌شود. نتایج روایی واگرایی مدل در جدول (۳) آمده است.

جدول (۳): همبستگی‌های میان متغیرها و مقادیر AVE

سازه‌ها	JI	CB	AC	SS
JI	**۰/۸۲۹**			
CB	۰/۶۳۷	**۰/۹۰۳**		
AC	-۰/۴۳۶	-۰/۵۶۷	**۰/۷۹۸**	
SS	-۰/۲۹۷	-۰/۲۰۵	۰/۲۲۰	**۰/۸۸۶**

همان‌گونه که از جدول (۳) برگرفته از روش فورنل و لاکر (۱۹۸۱)، مشخص هست، مقدار جذر AVE متغیرها در پژوهش حاضر که در خانه‌های موجود در قطر اصلی ماتریس قرارگرفته‌اند، از مقدار همبستگی

1. Average Variance Extracted

www.SID.ir

Archive of SID

میان آن‌ها که در خانه‌های زیرین و چپ قطر اصلی ترتیب داده‌شده‌اند، بیشتر است. ازاین‌رو می‌توان اظهار داشت که در پژوهش حاضر، سازه‌ها در مدل، تعامل بیشتری با شاخص‌های خوددارند تا با سازه‌های دیگر. به‌بیان‌دیگر، روایی واگرای مدل در حد مناسبی است.

برازش مدل ساختاری

برای بررسی برازش مدل ساختاری با روش PLS در این پژوهش از ضرایب R Squares یا R^2 و معیار Q^2 استفاده می‌شود. R^2 معیاری است که برای متصل کردن بخش اندازه‌گیری و بخش ساختاری مدل‌سازی معادلات ساختاری به کار می‌رود و نشان از تأثیری دارد که یک متغیر برون‌زا بر یک متغیر درون‌زا می‌گذارد.Q^2 معیاری است که توسط استون و گِیزر (۱۹۷۵) معرفی شد و قدرت پیش‌بینی مدل را مشخص می‌سازد (Davari & Rezazade, 2013). مقادیر R^2 و Q^2 برای سازه‌های مدل در جدول (۴) آمده است.

جدول (۴): مقادیر R^2 و Q^2

سازه‌ها	CB	AC
R^2	۰/۵۴۴	۰/۳۶۹
Q^2	۰/۴۳۳	۰/۲۲۶

هر چه مقادیر R^2 مربوط به سازه‌های درون‌زای یک مدل بیشتر باشد، نشان از برازش بهتر مدل است. با توجه به جدول (۴)، مناسب بودن برازش قوی مدل ساختاری تأیید می‌شود. هر چه مقادیر Q^2 مربوط به سازه‌های درون‌زای یک مدل بیشتر باشد، نشان از قدرت پیش‌بینی بهتر مدل دارد. با توجه به جدول (۴) و مقادیر به‌دست‌آمده برای سازه‌های مدل می‌توان گفت که برازش قوی مدل ساختاری پژوهش بار دیگر تأیید می‌شود.

برازش کلی مدل

پس از بررسی برازش بخش اندازه‌گیری و بخش ساختاری مدل، برازش کلی مدل از طریق معیار GOF[1] که توسط تننهاوس و همکاران (۲۰۰۴)، ارائه‌شده است، استفاده می‌شود (Tenenhaus; Amato & Vinzi, 2004). این معیار از طریق رابطه (۲) محاسبه می‌گردد.

$$GOF = \sqrt{\overline{Communalities} \times \overline{R^2}}$$ رابطه (۲)

به‌طوری‌که $\overline{Communalities}$ نشانه میانگین مقادیر اشتراکی هر سازه هست و $\overline{R^2}$ نیز مقدار میانگین مقادیر R Squares سازه‌های درون‌زای مدل است.

1. Goodness of Fit

www.SID.ir

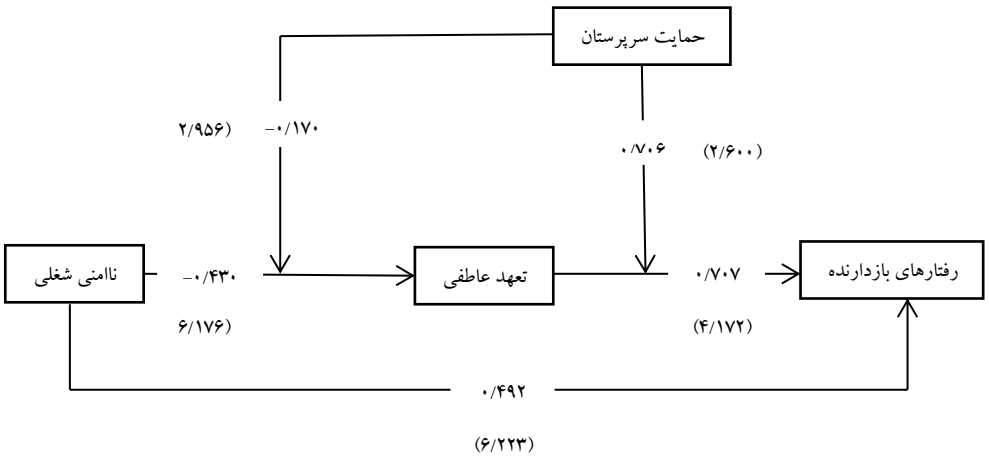
Archive of SID

مقدار GOF مدل عبارت است از: $GOF = \sqrt{\text{۰/۷۲۰} \times \text{۰/۴۵۶}} = \text{۰/۵۷۲}$

با توجه به سه مقدار ۰/۰۱، ۰/۲۵ و ۰/۳۶ که به‌عنوان مقادیر ضعیف، متوسط و قوی برای GOF معرفی‌شده است (Wetzels; Odekerken-Schroder & Van Oppen, 2009)، حاصل شدن ۰/۵۷۲ برای GOF نشان از برازش کلی قوی مدل پژوهش دارد.

آزمون فرضیه‌های تحقیق

الگوریتم تحلیل داده‌ها درروش PLS نشان می‌دهد که پس از بررسی برازش مدل‌های اندازه‌گیری، مدل ساختاری و مدل کلی، می‌توان به بررسی و آزمون فرضیه‌های تحقیق پرداخت و به یافته‌های پژوهش رسید. هنگامی‌که مقادیر ضریب مسیر (t)، در بازه بیشتر از ۱/۹۶+ باشد، بیانگر معنادار بودن پارامتر مربوطه و متعاقباً تأیید فرضیه‌های پژوهش است (Vinzi; Trinchera & Amato, 2010). ضرایب معناداری و ضرایب استانداردشده مسیرهای مربوط به فرضیه‌های مدل در شکل (۲) آمده است. همچنین نتایج آزمون فرضیات در جدول (۵) آورده شده است.



شکل (۲): ضرایب معناداری T-values و ضرایب مسیر مدل

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۵): آزمون فرضیه‌های مدل پژوهش

					مدل اول (بدون تعدیل گر)				مدل دوم (با تعدیل گر)		
فرضیه	متغیر مستقل	اثر	متغیر وابسته		تخمین	آماره t	نتیجه		تخمین	آماره t	نتیجه
H1	ناامنی شغلی	←	رفتارهای بازدارنده		۰/۵۰۹	۶/۹۲۷	***		۰/۴۹۲	۶/۲۲۳	***
H2	ناامنی شغلی	←	تعهد عاطفی		-۰/۵۸۲	۶/۸۴۲	***		-۰/۴۳۰	۶/۱۷۶	***
H3	تعهد عاطفی	←	رفتارهای بازدارنده		-۰/۵۹۰	۷/۱۲۵	***		-۰/۷۰۷	۴/۱۷۲	***
H4	تعهد عاطفی تأثیر ناامنی شغلی بر رفتارهای بازدارنده را میانجی‌گری می‌کند.								۰/۳۰۴	۶/۸۶۵	***
H5	حمایت سرپرستان تأثیر ناامنی شغلی بر تعهد عاطفی را تعدیل می‌کند.								-۰/۱۷۰	۲/۹۵۶	**
H6	حمایت سرپرستان تأثیر تعهد عاطفی بر رفتارهای بازدارنده را تعدیل می‌کند.								۰/۷۰۶	۲/۶۰۰	**

(ns = no significant, *p < .05, **p < .01, ***p < .001)

با توجه به مقدار ضریب معناداری به‌دست‌آمده برای مسیرهای بین متغیرها، همه فرضیه‌های پژوهش تأییدشده است. با توجه به تأیید شدن فرضیه دوم و سوم پژوهش، فرضیه چهارم پژوهش نیز تأیید می‌شود. با تأیید شدن نقش میانجی‌گری تعهد عاطفی، ناامنی شغلی دارای اثر غیرمستقیم و معناداری برابر با ۰/۳۰۴ (۰/۴۳۰×۰/۷۰۷) بر روی رفتارهای بازدارنده است.

در این تحقیق از آزمون سوبل که برای معناداری تأثیر میانجی یک متغیر در رابطه میان دو متغیر دیگر به کار می‌رود استفاده می‌کنیم. در آزمون سوبل[1]، یک مقدار Z–value از طریق رابطه (۳) به دست می‌آید که در صورت بیشتر شدن این مقدار از ۱/۹۶، می‌توان در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار بودن تأثیر میانجی یک متغیر را تأیید نمود.

رابطه (۳)

$$\text{Z-value} = \frac{a \times b}{\sqrt{(b^2 \times s_a{}^2) + (a^2 \times s_b{}^2) + (s_a{}^2 \times s_b{}^2)}}$$

در این رابطه a مقدار ضریب مسیر میان متغیر مستقل و میانجی، b، مقدار ضریب مسیر میان متغیر میانجی و وابسته، S_a خطای استاندارد مربوط به مسیر میان متغیر مستقل و میانجی و S_b خطای استاندارد مربوط به مسیر میان متغیر میانجی و وابسته هست.

$$\text{Z-value} = \frac{۰/۴۳۰ \times ۰/۷۰۷}{\sqrt{\left(۰/۷۰۷^2 \times ۰/۰۴۶^2\right) + \left(۰/۴۳۰^2 \times ۰/۰۷۲^2\right) + \left(۰/۰۴۶^2 \times ۰/۰۷۲^2\right)}}$$

$$\text{Z-value} = ۶/۸۶۵$$

مقدار Z–value حاصل از آزمون سوبل برابر با ۶/۸۶۵ شده است که به دلیل بیشتر بودن از مقدار ۱/۹۶، می‌توان اظهار داشت که در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأثیر متغیر میانجی تعهد عاطفی در رابطه میان ناامنی

1. Sobel Test

www.SID.ir

Archive of SID

شغلی و رفتارهای بازدارنده معنادار است. برای تعیین شدت اثر غیرمستقیم از طریق متغیر میانجی، از آماره VAF [1] استفاده می‌شود که مقداری بین ۰ و ۱ را اختیار می‌کند و هر چه این مقدار به ۱ نزدیک‌تر باشد، نشان از قوی‌تر بودن تأثیر متغیر میانجی دارد. در واقع این مقدار نسبت اثر غیرمستقیم بر اثر کل را می‌سنجد. VAF از طریق رابطه (۴) به دست می‌آید.

$$VAF = \frac{a \times b}{(a \times b) + c}$$ رابطه (۴)

در این رابطه a مقدار ضریب مسیر میان متغیر مستقل و میانجی، b مقدار ضریب مسیر میان متغیر میانجی و وابسته و c مقدار ضریب مسیر میان متغیر مستقل و وابسته هست.

$$VAF = \frac{۰/۴۳۰ \times ۰/۷۰۷}{(۰/۴۳۰ \times ۰/۷۰۷) + ۰/۴۹۲} = ۰/۳۸۱$$

مقدار ۰/۳۸۱ برای VAF بدین معنی است که تقریباً بیش از یک سوم از اثر ناامنی شغلی بر رفتارهای بازدارنده از طریق غیرمستقیم توسط متغیر میانجی تعهد عاطفی تبیین می‌شود.

همچنین با تأیید شدن فرضیه چهارم و پنجم پژوهش مبنی بر تعدیل گر بودن حمایت سرپرستان در رابطه بین ناامنی شغلی و تعهد عاطفی (فرضیه چهارم) و همچنین در رابطه بین تعهد عاطفی و رفتارهای بازدارنده (فرضیه پنجم)، باید شدت تأثیرات آن بررسی شود. به‌عبارت‌دیگر باید گزارش شود که در صورت معنادار بودن اثر تعدیل گر در پژوهش، میزان تعدیل به چه اندازه قوی و یا متوسط بوده است. هنسلر و فاسوت (۲۰۱۰)، فرمول زیر را برای تعیین شدت اثر تعدیلی معرفی نموده‌اند (Henseler & Fassott, 2010):

$$f^2 = \frac{R^2\ model\ with\ moderetor - R^2\ model\ without\ moderator}{1 - R^2\ model\ with\ moderator}$$ رابطه (۵)

$R^2\ model\ without\ moderator$ مقدار R^2 متغیر درون‌زای مدل بدون دخالت متغیر تعدیل گر در مدل است.

$R^2\ model\ with\ moderetor$ مقدار R^2 متغیر درون‌زای مدل با دخالت متغیر تعدیل گر در مدل است.

با داشتن دو مقدار یادشده و جایگذاری آن‌ها در رابطه (۵)، مقدار اندازه تأثیر متغیر تعدیل گر در فرضیه چهارم و پنجم پژوهش مشخص می‌شود.

$$f^2 = \frac{۰/۳۶۹ - ۰/۳۳۸}{۱ - ۰/۳۶۹} = ۰/۰۴۹$$ (شدت اثر تعدیلی در فرضیه چهارم)

1. Variance Accounted for

www.SID.ir

Archive of SID

$$f^2 = \frac{۰/۵۴۴ - ۰/۳۴۸}{۱ - ۰/۵۴۴} = ۰/۴۲۹$$ (شدت اثر تعدیلی در فرضیه پنجم)

مطابق با کوهن (۱۹۹۸)، مقادیر ۰/۰۲، ۰/۱۵ و ۰/۳۵ برای f^2 به ترتیب نشان از شدت اثر تعدیلی ضعیف، متوسط و قوی دارد (Davari & Rezazade, 2013). با توجه به فرضیه چهارم پژوهش و مقدار به‌دست‌آمده ۰/۰۴۹ برای f^2، این مقدار نشان از شدت تعدیلی ضعیف در رابطه دارد. همچنین با توجه به فرضیه پنجم پژوهش و مقدار به‌دست‌آمده ۰/۴۲۹ برای f^2، این مقدار نشان از شدت تعدیلی قوی در رابطه دارد.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر ناامنی شغلی بر رفتارهای بازدارنده در شرکت خدمات بندری و فنی مهندسی آریا دیزل بوده است. یافته‌های پژوهش در مورد فرضیه‌ها نشان داد که:

فرضیه اول: ناامنی شغلی بر رفتارهای بازدارنده تأثیر دارد.

تأثیر ناامنی شغلی بر رفتارهای بازدارنده در مدل اول با ضریب معناداری (۶/۹۲۷) و در مدل دوم با ضریب معناداری (۶/۲۲۳) در سطح اطمینان ۹۹/۹۹۹ درصد معنادار می‌باشد[۱]. همچنین ضریب مسیر (۰/۵۰۹) در مدل اول و ضریب مسیر (۰/۴۹۲) در مدل دوم نشان‌دهنده این امر است که ناامنی شغلی به ترتیب در مدل اول و دوم به میزان ۵۰ و ۴۹ درصد از رفتارهای بازدارنده را تبیین می‌نماید. نتیجه به‌دست‌آمده با پژوهش‌های ضیاءالدینی و حسنی (۲۰۱۲)، براتی، عریضی، براتی، سرهنگی و رنجبر (۲۰۱۴) و تیان، زهانگ و زو (۲۰۱۴) هم‌راستا است. مدیران سازمان بایستی در جهت تأمین امنیت شغلی کارکنان خود در جهت جلوگیری از رفتارهای بازدارنده قدم بردارند. کارکنان سازمان بایستی این نیاز و احساس را داشته باشند که سازمان به تخصص و توانایی آن‌ها نیازمند است و اضطراب و خطر از دست دادن شغل خود را نداشته باشند تا اقدام به رفتارهای بازدارنده در سازمان ننمایند.

فرضیه دوم: ناامنی شغلی بر تعهد عاطفی تأثیر دارد.

تأثیر ناامنی شغلی بر تعهد عاطفی در مدل اول با ضریب معناداری (۶/۸۴۲) و در مدل دوم با ضریب معناداری (۶/۱۷۶) در سطح اطمینان ۹۹/۹۹۹ درصد معنادار می‌باشد. همچنین ضریب مسیر (۰/۵۸۲) در مدل اول و ضریب مسیر (۰/۴۳۰) در مدل دوم نشان‌دهنده این امر است که ناامنی شغلی به ترتیب در مدل اول و دوم به میزان ۵۸ و ۴۳ درصد از تعهد عاطفی را تبیین می‌نماید. نتیجه به‌دست‌آمده از آزمون فرضیه دوم، با نتایج حاصل از پژوهش صورت گرفته توسط تیان، زهانگ و زو (۲۰۱۴) هم‌راستا است. سازمان با ایجاد حس

۱. مدل اول بدون ورود متغیرهای تعدیل گر و مدل دوم با ورود متغیرهای تعدیل گر می‌باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

رضایت در کارکنان می‌تواند حس تعلق سازمانی را به وجود آورده طوری‌که کارکنان مشکلات سازمان را مشکلات خود بدانند و در راستای حل آن‌ها گام بردارند.

فرضیه سوم: تعهد عاطفی بر رفتارهای بازدارنده تأثیر دارد.

تأثیر تعهد عاطفی بر رفتارهای بازدارنده در مدل اول با ضریب معناداری (۷/۱۲۵) و در مدل دوم با ضریب معناداری (۴/۱۷۲) در سطح اطمینان ۹۹/۹۹۹ درصد معنادار می‌باشد. همچنین ضریب مسیر (۰/۵۹۰) در مدل اول و ضریب مسیر (۰/۷۰۷) در مدل دوم نشان‌دهنده این امر است که تعهد عاطفی به ترتیب در مدل اول و دوم به میزان ۵۹ و ۷۰ درصد از رفتارهای بازدارنده را تبیین می‌نماید. نتیجه به‌دست‌آمده با پژوهش‌های فاکس، اسپکتور و میلس (۲۰۰۱) و فاین، هورویتز، ویگلر و باسیس (۲۰۱۰) هم‌راستا است. ایجاد حس تعلق در سازمان و خود را بخشی از خانواده سازمان دانستن به جلوگیری از رفتارهای بازدارنده همچون خرابکاری، تأخیر، درگیری و ... در محیط سازمان کمک می‌نماید.

فرضیه چهارم: تعهد عاطفی تأثیر ناامنی شغلی بر رفتارهای بازدارنده را میانجی‌گری می‌کند.

در ارتباط با فرضیه چهارم که در آن به بررسی میانجی‌گر بودن تعهد عاطفی در رابطهٔ بین ناامنی شغلی و رفتارهای بازدارنده پرداخته‌شده، نتایج حاصل از تأیید این فرضیه است. در این فرضیه با توجه به آزمون سوبل مشخص شد که با توجه به ضریب معناداری (۶/۸۶۵) در سطح خطای ۰/۰۰۱، تعهد عاطفی اثر ناامنی شغلی بر روی رفتارهای بازدارنده را میانجی‌گری می‌کند. نتیجه به‌دست‌آمده با پژوهش‌های ترکستانی و جمشیدی (۲۰۱۵) و منتخب یگانه، بشلیده، شمسی و هزاریان (۲۰۱۵) هم‌راستا است. هنگامی که کارکنان احساس امنیت شغلی داشته باشند، تعهدشان به سازمان افزایش می‌یابد و از رفتارهای بازدارنده دوری می‌کنند. شرایط سازمانی نگرش‌هایی را در کارکنان به وجود می‌آورد که افراد بسته به نوع نگرش کسب شده رفتار خود را تنظیم می‌کنند. هنجارها، طرز برخوردهای مثبت و دلسوزانه باعث ایجاد نگرش مثبت و دلبستگی عاطفی کارکنان به سازمان می‌شود و کارکنانی که تصور می‌کنند برخورد مطلوبی با آن‌ها شده است، احتمال کمتری دارد که مرتکب رفتارهایی شوند که به سازمان آسیب برساند.

فرضیه پنجم: حمایت سرپرستان تأثیر ناامنی شغلی بر تعهد عاطفی را تعدیل می‌کند.

در ارتباط با فرضیه چهارم که در آن به بررسی تعدیل گر بودن حمایت سرپرستان بر رابطهٔ بین ناامنی شغلی و تعهد عاطفی پرداخته‌شده، نتایج حاصل از تحلیل همبستگی نشان‌دهنده تأیید این فرضیه است. در این فرضیه مشخص شد که با توجه به ضریب معناداری (۲/۹۵۶) در سطح خطای ۰/۰۱، حمایت سرپرستان اثر ناامنی شغلی بر روی تعهد عاطفی را تعدیل می‌کند. نتیجه به‌دست‌آمده با پژوهش رضایی و ساعتچی (۲۰۰۹)

www.SID.ir

Archive of SID

هم‌راستا است. سرپرستان با دادن بازخورد مناسب، کمک به اجرای دوره‌های آموزشی، پرورش دادن مهارت‌های جدید در کارکنان، کمک در جهت دست‌یابی به اهداف و ... ناامنی شغلی را کاهش و حس تعلق کارکنان به سازمان را افزایش می‌دهند که موجب افزایش تعهد کارکنان نسبت به سازمان می‌شود.

فرضیه ششم: حمایت سرپرستان تأثیر تعهد عاطفی بر رفتارهای بازدارنده را تعدیل می‌کند.

در ارتباط با فرضیه پنجم که در آن به بررسی تعدیل گر بودن حمایت سرپرستان بر رابطهٔ بین تعهد عاطفی و رفتارهای بازدارنده پرداخته‌شده، نتایج حاصل از تحلیل همبستگی نشان‌دهنده تأیید این فرضیه است. در این فرضیه مشخص شد که با توجه به ضریب معناداری (۲/۶۰۰) در سطح خطای ۰/۰۱، حمایت سرپرستان اثر تعهد عاطفی بر روی رفتارهای بازدارنده را تعدیل می‌کند. نتیجه به‌دست‌آمده با پژوهش‌های گل پرور و نادی (۲۰۱۱)، تیان، زهانگ و زو (۲۰۱۴) هم‌راستا است. تلاش برای یادگیری، با اهمیت بودن دست یابی به اهداف، مطلع کردن افراد از فرصت‌های شغلی در سازمان، رفتار متواضع و صادقانه و ... موجب آن می‌شود تا کارکنان هویت خود را با هویت شغلشان بشناسند و پایبندی و حس تعلق به سازمان در آن‌ها تقویت شود. پیشنهاد می‌گردد که شرکت خدمات بندری و فنی مهندسی آریا دیزل به‌منظور داشتن عملکرد عالی سازمانی به توانمندسازی کارکنان خود توجه نماید؛ با استناد به نتایج به‌دست‌آمده از آزمون فرضیه‌ها و با توجه به اینکه ناامنی شغلی تأثیر مستقیمی برافزایش قصد انجام رفتارهای بازدارنده توسط کارکنان دارد، پیشنهاد می‌شود که شرکت از استراتژی‌ها و فعالیت‌هایی جهت افزایش تضمین موقعیت شغلی کارکنان و کاهش نگرانی آن‌ها درزمینه ی از دست دادن شغلشان، استفاده کند. با توجه به اثر تعهد عاطفی بر رفتارهای بازدارنده کارکنان، پیشنهاد می‌شود که شرکت تمهیدات لازم را برای ایجاد حس خرسندی در کارکنان بیندیشد، به‌طوری‌که سازمان و موقعیت شغلی کارکنان حس غرور و افتخار را در آن‌ها برانگیزاند. پیشنهاد می‌شود که سرپرستان تمهیدات لازم را جهت افزایش انگیزه کاری، مسئولیت‌پذیری و همچنین قانون‌مدار کردن هر چه بیشتر کارکنان در سازمان اجرا کنند. از طرف دیگر توصیه می‌شود شرکت به اقداماتی جهت ایجاد فضای دوستانه و اخلاقی دست زند. نتایج حاصله از فرضیه‌ها نشان می‌دهد که سرپرستان با بازخورد خوب و توجه به کارکنان تأثیر تعدیل‌کننده‌ای بر تعهد عاطفی دارند؛ لذا سبب کاهش قصد انجام رفتارهای بازدارنده توسط کارکنان می‌شوند. پیشنهاد می‌گردد که محققان آینده رفتارهای بازدارنده را در سطح مدیران و سرپرستان شرکت‌های تولیدی موردبررسی قرار دهند و نتایج حاصله را با پژوهش حاضر مقایسه نمایند. در پژوهش‌های آینده در این زمینه از ابزارهای دیگر همانند مصاحبه با افراد سود برده شود و پژوهش به‌صورت طولی و نه مقطعی صورت گیرد. همانند هر پژوهش دیگری، این پژوهش نیز از محدودیت‌هایی همچون محدودیت

www.SID.ir

Archive of SID

مکانی (تمرکز بر روی یک سازمان)، قابلیت تعمیم و ابزار جمع‌آوری داده‌ها (پرسشنامه) برخوردار بوده است. از محدودیت‌های این تحقیق می‌توان به نحوه سنجش متغیر رفتارهای ناکارآمد اشاره کرد که از خود کارکنان نظرسنجی شده است. در تحقیقات آینده می‌توان رفتارهای ناکارآمد کارکنان را به وسیله همکاران، سرپرستان و سایر افراد آشنا با رفتارهای فرد در سازمان سنجید.

References

Allen, N. J., & Meyer, J. P. (1990). Organizational socialization tactics: a longitudinal analysis of links to newcomer's commitment and role orientation. *Academy of Management Journal, 33*(4), 847-858.

Barati, H.; Oreyzi, H.; Barati, A.; Sarhangi, K., & Ranjbar, H. (2014). The effect of organizational justice and organizational climate on counterproductive behaviors. *Organizational Culture Management, 11*(4), 181-197. (in Persian)

Barclay, D.; Higgins, C., & Thompson, R. (1995). The partial least squares (PLS) approach to causal modeling: personal computer adoption and use as an illustration. *Technology Studies, 2*(2), 285-309.

Bennett, R. J., & Robinson, S. L. (2000). Development of a measure of workplace deviance. *Journal of Applied Psychology, 85*(3), 349.

Brimecombe, M.; Magnusen, M. J., & Bunds, K. (2014). Navigating the storm: a counterproductive work behavior and leadership case study in a division I FBS school. *Sport Management Review, 17*(2), 219-237.

Cooper-Hakim, A., & Viswesvaran, C. (2005). The construct of work commitment: testing an integrative framework. *Psychological Bulletin, 131*(2), 241.

Davari, A., & Rezazade, A. (2013). *Structural equation modeling with PLS*. Tehran: Jahad Daneshgahi Publications. (in Persian)

Davy, J. A.; Kinicki, A. J., & Scheck, C. L. (1997). A test of job security's direct and mediated effects on withdrawal cognitions. *Journal of Organizational Behavior*, *18*(4), 323-349.

DeShong, H. L.; Grant, D. M., & Mullins-Sweatt, S. N. (2015). Comparing models of counter productive workplace behaviors: the five-factor model and the dark triad. *Personality and Individual Differences, 74*, 55-60.

Diamantopoulos, A.; Sarstedt, M.; Fuchs, C.; Wilczynski, P., & Kaiser, S. (2012). Guidelines for choosing between multi-item and single-item scales for construct measurement: a predictive validity perspective. *Journal of the Academy of Marketing Science, 40*(3), 434-449.

Faroknejad, G.; Salimi, G., & Fadaeyan, B. (2011). Organizational citizenship behavior: a reflection on the relationship job conscience, compatibility with destructive work behaviors. *Career Counseling and Organizational, 3*(7), 76-96. (in Persian)

www.SID.ir

Archive of SID

Fine, S.; Horowitz, I.; Weigler, H., & Basis, L. (2010). Is good character good enough? the effects of situational variables on the relationship between integrity and counterproductive work behaviors. *Human Resource Management Review, 20*(1), 73-84.

Fornell, C., & Larcker, D. (1981). Structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research, 18*(1), 39-50.

Fox, S.; Spector, P. E., & Miles, D. (2001). Counterproductive work behavior (CWB) in response to job stressors and organizational justice: some mediator and moderator tests for autonomy and emotions. *Journal of Vocational Behavior, 59*(3), 291-309.

Golparvar, M., & Karami, M. (2011). The relationship between trait positive and negative affect with injustice and employees destructive behaviors. *Quarterly Journal of Psychological Studies, 7*(3), 97-130. (in Persian)

Golparvar, M., & Nadi, M. (2011). Develop a model for the relationship between job satisfaction and emotional commitment, discrimination and desertion of teachers. *Quarterly Journal of Educational Leadership & Administration, 5*(3), 121-135. (in Persian)

Greenberg, L., & Barling, J. (1999). Predicting employee aggression against coworkers, subordinates and supervisors: the roles of person behaviors and perceived workplace factors. *Journal of Organizational Behavior, (20),* 897-913.

Hafeznia, M. R. (2005). *The research method in humanities*. Tehran. Samt Publications. (in Persian)

Hellgren, J.; Sverke, M., & Isaksson, K. (1999). A two-dimensional approach to job insecurity: consequences for employee attitudes and well-being. *European Journal of Work and Organizational Psychology, 8*(2), 179-195.

Henseler, J., & Fassott, G. (2010). *Testing moderating effects in PLS path models: an illustration of available procedures*. in handbook of partial least squares. pp: 713-735, springer berlin heidelberg.

Hosinabadi, M. (2014). Job insecurity in the workplace. *Society and Work Magazine*, 134, 1-7. (in Persian)

Johnson, H. A. M. (2004). *The story behind service with a smile: the effects of emotional labor on job satisfaction*. emotional exhaustion, and affective well-being.

Karami, S. (2011). *Study the relationship between organizational commitment, job satisfaction and individual factors in the regional electricity company employees*. Univercity of guilan, master management thesis. (in Persian)

Kinnunen, U., & Nätti, J. (1994). Job insecurity in finland: antecedents and consequences. *European Journal of Work and Organizational Psychology, 4*(3), 297-321.

Kraimer, M. L.; Wayne, S. J., & Jaworski, R. A. (2001). Sources of support and expatriate performance: the mediating role of expatriate adjustment. *Personnel Psychology, 54*(1), 71-100.

www.SID.ir

Archive of SID

Kuhnert, K. W., & Palmer, D. R. (1991). Job security, health, and the intrinsic and extrinsic characteristics of work. *Group & Organization Management, 16*(2), 178-192.

LaMastro, V. (2000). Commitment and perceived organizational support. *In National Forum of Applied Educational Research Journal, 13*(3), 1-13.

Majidi, A.; Ghahremani, A., & Mahmoudabadi, A. (2008). To investigate the relationship between dimensions of empowerment and employee job security in police science academy. *Police Management Studies Quarterly, 3*(4), 437-451. (in Persian)

Major, D. A., & Lauzun, H. M. (2010). Equipping managers to assist employees in addressing work-family conflict: applying the research literature toward innovative practice. *The Psychologist-Manager Journal, 13*(2), 69-85.

Meyer, J. P.; Allen, N. J., & Smith, C. A. (1993). Commitment to organizations and occupations: extension and test of a three-component conceptualization. *Journal of Applied Psychology, 78*(4), 538.

Montakabyegane, M.; Beshlide, K.; Shamsi, M., & Hazarian, S. (2016). Investigate of the relationship between ethical leadership and workplace deviance behaviors: mediating role of affective commitment and ethical climate. *Organizational Culture Management, 14*(1), 137-153. (in Persian)

Neves, P., & Story, J. (2015). Ethical leadership and reputation: combined indirect effects on organizational deviance. *Journal of Business Ethics, 127*(1), 165-176.

Panaccio. A., & Vandenberghe. C. (2012). Five- factor model of personality and organizational commitment: the mediating role of positive and negative affective states. *Journal of Vocational Behavior, 80*, 647- 658.

Porkiyani, M., & Hosini, N. (2013). The relationship between job security and job satisfaction and organizational commitment. *The First National Conference on Accounting and Management*, Shiraz, 1-7. (in Persian)

Probst, T. M., & Brubaker, T. L. (2001). The effects of job insecurity on employee safety outcomes: cross-sectional and longitudinal explorations. *Journal of Occupational Health Psychology, 6*(2), 139.

Purcell, J., & Hutchinson, S. (2007). Front-line managers as agents in the HRM-performance causal chain: theory, analysis and evidence. *Human Resource Management Journal, 17*(1), 3-20.

Rezaei, L., & Saatchi, M. (2009). The relationship between attitude toward human effective factors in productivity and leadership style with organizational commitment among the personnel of Iran Telecommunication Company. *Knowledge & Research Applied Psychology, 10*(37), 129-146. (in Persian)

Roskies, E., & Louis-Guerin, C. (1990). Job insecurity in managers: antecedents and consequences. *Journal of Organizational Behavior, 11*(5), 345-359.

www.SID.ir

Archive of SID

Stamper, C. L., & Johlke, M. C. (2003). The impact of perceived organizational support on the relationship between boundary spanner role stress and work outcomes. *Journal of Management*, *29*(4), 569-588.

Tenenhaus, M.; Amato, S., & Esposito Vinzi, V. (2004). *A global goodness-of-fit index for PLS structural equation modeling.* in proceedings of the XLII SIS scientific meeting, 739-742.

Tian, Q.; Zhang, L., & Zou. W. (2014). Job insecurity and counterproductive behavior of casino dealers- the mediating role of affective commitment and moderating role of supervisor support. *International Journal of Hospitality Management*, *40*, 29-36.

Torkestani, M. S., & Jamshidi Borujerdi, E. (2015). The role of perceptions of organizational virtuousness and affective well-being on affective commitment to organization. *Transformation Management Journal*, *7*(1), 116-135. (in Persian)

Vinzi, V. E.; Trinchera, L., & Amato, S. (2010). *PLS path modeling: from foundations to recent developments and open issues for model assessment and improvement*. Handbook of Partial Least Squares, 47-82.

Wetzels, M.; Odekerken-Schroder, G., & Van Oppen, C. (2009). Using PLS path modeling for assessing hierarchical construct models: guidelines and empirical illustration. *MIS Quarterly*, *33*(1), 177-195.

Ziaodini, V., & Hasani, F. (2012).The effect of job insecurity on human factors component. *National Conference on Organizational Behavior in Nursing*, Shiravan, 1-13. (in Persian)

www.SID.ir