

نقش میانجی توانمندسازی ساختاری در رابطه رهبری تحول گرا و مشارکت شغلی

فرهاد کیانفر^{۱*}

کریم مینوئی^۲

محسن ممینی^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۲۶ تاریخ چاپ: ۱۳۹۹/۱۱/۱۱

چکیده

هدف از این مطالعه بررسی نقش میانجی توانمندسازی ساختاری در رابطه مثبت بین رهبری تحول گرا و مشارکت شغلی است. بر اساس پرسشنامه های خود سنجی از ۲۴۰ کارمند شاغل فولاد اکسین خوزستان، یافته ها نشان می دهد که توانمندسازی ساختاری در رابطه ی بین رهبری تحول گرا و مشارکت شغلی تا حدودی نقش میانجی دارد. این نتایج حاکی از آن است که رهبران تحول گرا با ایجاد امکان دسترسی به اطلاعات، فرصت ها، پشتیبانی و منابع کافی، مشارکت شغلی را تقویت می کنند. این پژوهش تجربی از اولین مطالعاتی است که نقش میانجی توانمندسازی ساختاری را در رابطه بین رهبری تحول گرا و مشارکت شغلی بررسی کرده و ممکن است به عنوان مرجعی برای اشاعه مشارکت شغلی در سازمان های خدماتی باشد. تعدادی از مطالعات و مفاهیم عملی مورد بحث قرار گرفته است.

واژگان کلیدی

رهبری تحول گرا، مشارکت شغلی، توانمندسازی ساختاری

۱. عضو هیأت علمی دانشگاه پیام نور، گروه مدیریت آموزشی. (Kyanfar@yahoo.com)

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد رشته مدیریت دولتی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شوشتر، شوشتر، ایران.
(karimminoei2020@gmail.com)

۳. دانشجوی کارشناسی ارشد رشته مدیریت دولتی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شوشتر، شوشتر، ایران.
(mohsen5716@gmail.com)

۱. مقدمه

مشارکت شغلی در طی ۲۰ سال گذشته به یک اصطلاح بسیار محبوب و موضوع جذاب در زمینه مدیریت و روانشناسی مثبت تبدیل شده است. داشتن نیروی کار متعهد یک مزیت رقابتی برای سازمان ها است زیرا با پیامدهای سازمانی مطلوبی همراه است (ساکس^۱، ۲۰۰۶).

رهبری یک مؤلفه مهم است که بر محیط کار و نحوه شناخت کارمندان از کار خود تأثیر می گذارد (چریستین، گارزا و اسلاگتر^۲، ۲۰۱۱). به ویژه، رفتارهای رهبری تحول گرا مانند انگیزش فکری و توجه فردی ممکن است شرایط سازمانی حمایتی را ایجاد کند که منجر به سطح بالایی از مشارکت شغلی می شود (آولیو و باس^۳، ۱۹۹۵) و انگیزه داخلی طرفداران را تقویت می کند (آولیو و یامارینو^۴، ۲۰۰۲). علاوه بر این، رهبران تحول گرا که انتظارات شفافی دارند، از کارمندان برای عملکرد خوب ستایش می کنند، منصف هستند و نسبت به کارکنان احساس مسئولیت می کنند ممکن است در ایجاد احساس دل بستگی به کار فردی و امنیت روانی نقش داشته باشند (کان^۵، ۱۹۹۰؛ مکی و اشنايدر^۶، ۲۰۰۸). توانمندسازی ساختاری به دستیابی به اطلاعات، پشتیبانی، منابع و فرصت های کافی برای یادگیری و رشد در محل کار اشاره دارد (کانتر^۷، ۱۹۷۷). علاوه بر این، رهبران نقش مهمی در ایجاد توانمندسازی شرایط محل کار دارند که می تواند منجر به نتایج شخصی و سازمانی مثبت شود (کامینگس و همکاران^۸، ۲۰۱۰). بیکر و دمروتی (۲۰۰۸) بیان می کنند که کارکنان متعهد دارای قوه ی تخیل قویتر، پر بازده تر و تمایل بیشتری برای انجام کار بیشتر دارند؛ بنابراین، شناخت عمیق از رابطه بین رهبری تحول گرا و توانمندسازی ساختاری، کلید تقویت مشارکت شغلی در محیط کسب و کار بسیار رقابتی امروز می باشد.

هدف اصلی این مطالعه بررسی نقش میانجی توانمندسازی ساختاری در رابطه مثبت بین رهبری تحول گرا و مشارکت شغلی در فولاد اکسین است.

۲. پیشینه نظری و فرضیات

۲.۱. رهبری تحول گرا و توانمندسازی ساختاری

توانمندسازی، مولفه کلیدی اثربخشی سازمان است که زمانی افزایش می یابد که کنترل و قدرت توزیع شوند (کلر و دانسرائو ۱۹۹۵). توانمندسازی از دیدگاه دوطرفه مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. دیدگاه اول، توانمندسازی ساختاری را به عنوان حضور فعالیت ها، ساختارهای اجتماعی و منابع سازمانی در محیط کار توصیف می کند، مانند تجهیزات، زیرساخت ها، رابطه خوب و مناسب با همکاران، به اشتراک گذاری دانش و اطلاعات (کانتر ۱۹۷۷). کانتر در سال ۱۹۷۷ قدرت را به عنوان توانایی انجام کارها برای تجهیز و بسیج منابع، مفهوم سازی کرد. طبق نظر کانتر در سال ۱۹۷۷، قدرت زمانی کسب می شود که کارمندان به اطلاعات لازم، فرصت های توسعه و یادگیری، حمایت و منابع در کار، دسترسی داشته باشند. این ساختارهای محل کار باید شامل دسترسی به اطلاعاتی مانند دانش در مورد سیاست ها،

¹ Saks

² Christian, Garza, & Slaughter

³ Avolio & Bass

⁴ Avolio & Yammarino

⁵ Kahn

⁶ Macey & Schneider

⁷ Kanter

⁸ Cummings et al.

نتایج سازمان و تغییرات سازمانی از طریق سیستم های ارتباطی باز باشند. فرصت برای توسعه و یادگیری، بعد دیگری است که پیشرفت شغلی کارمندان را در سازمان مورد نظر توانمند می سازد. حمایت و پشتیبانی شامل دریافت بازخورد و راهنمایی از زیردستان، همکاران و سرپرستان است. منابع به کسب دسترسی به مواد و تجهیزات، زمان و منابع مالی اشاره دارد که برای تحقق اهداف سازمانی، لازم و ضروری هستند (کانتر ۱۹۹۳، ۱۹۷۷). لاشینگر (۲۰۰۸). بر این اساس، زمانی که رهبران این ساختارهای اجتماعی را برای کارمندان فراهم می سازند، آن ها احساس قدرت و توانمندی دارند و امکان تحقق و انجام کار آن ها در روش های با مفهوم فراهم می شود (کانتر ۱۹۹۳).

دیدگاه دوم، توانمندسازی روان شناسی به وضعیت روان شناسی حاصل از ساختار سازمان ها اشاره دارد. توانمندسازی روان شناسی توسط اسپریتزر بدین صورت تعریف شد: ساختار انگیزشی که در ۴ شناخت و معرفت تجلی می یابد: معنا و مفهوم، شایستگی، خودمختاری و تاثیر. معنا و مفهوم به میزانی اشاره دارد که افراد احساس می کنند کار آن ها مهم است. شایستگی یا خودکارآمدی، توانایی یک فرد یا مهارت شخصی برای انجام فعالیت های کاری را نشان می دهد. خودمختاری به حس آزادی یا سطح استقلال افراد برای آغاز و انجام وظایف کاری مربوط می شود. تاثیر به میزانی اشاره دارد که افراد معتقدند کار آن ها می تواند بر نتایج سازمانی تاثیر گذارد. منطقی که زیربنای توانمندسازی روان شناسی است از سوابق کلیدی آن و توانمندسازی ساختاری حاصل می شود که منابع شغلی لازم و ضروری را در محیط کار فراهم می سازند (لاشینگر، فینگان، شامیان و ویلک ۲۰۰۱). این مطالعه بر توانمندسازی ساختاری تمرکز دارد زیرا توجه تجربی زیادی را در مقایسه با توانمندسازی روان شناسی دریافت نکرده است و به نظر می رسد که پیش شرط لازم برای توانمندسازی روان شناسی است.

پژوهش قبلی نقش حیاتی رهبری در ایجاد ساختارهای توانمند در محیط کار را کشف کرده است اما رابطه بین رهبری تحول گرا و توانمندسازی ساختاری هم چنان نامشخص و نامعلوم است. مفهوم رهبری تحول گرا توسط برنز در سال ۱۹۷۸ در مطالعه اصلی او بیان شد و سپس توسط باس در سال ۱۹۸۵ توسعه یافت. رهبری تحول گرا موجب پیشرفت و ارتقای تغییر سازمانی و نوآوری می شود و این نوع رهبری چشم انداز آشکار و واضحی دارد و موجب الهام بخشی در پیروان شده و اعتماد و اطمینان را ایجاد می کند (باس ۱۹۸۵)؛ بنابراین، زیردستان تمایل دارند تا فراتر از انتظارات خود عمل کرده و بتوانند اثربخشی سازمانی را پرورش داده و بهبود عملکرد را محقق سازند (هاول و اولیو ۱۹۹۳). رهبران تحول گرا تغییراتی را در پیروان خود ایجاد کرده و موجب می شوند تا آن ها با در نظر گرفتن اهداف سازمانی، فراتر از علایق شخصی خود و از دیدگاه های مختلف و متفاوت فکر کنند (اولیو و باس ۱۹۹۵). در مقابل، رهبری تراکنشی و تبادلی مستلزم پاداش مشروط و مدیریت بر مبنای استثنا است (باس ۱۹۸۵، هاول ۱۹۹۳).

تحلیل توسط رافرتی و گریفین در سال ۲۰۰۴ برگرفته از مطالعه هاوس در سال ۱۹۷۱ و پودساکوف و مک کینز و مورمان و فیتز در سال ۱۹۹۰، ۵ ویژگی رهبری تحول گرا را شناسایی کردند که عبارتند از: ارتباط الهام بخش، تحریک فکری، رهبری حمایتی، شناخت شخصی و چشم انداز. ارتباط الهام بخش به کاربرد بحث های مثبت و ترغیب کننده اشاره دارد که موجب انگیزه پیروان شده و اعتماد به نفس را ایجاد می کند. تحریک فکری زمانی تجربه می شود که رهبران فرضیات قدیمی را سوال کرده و کارمندان را ترغیب می کنند تا به روش های جدید و نوآورانه و خلاقانه فکر کنند تا بتوانند مسائل را مجدداً تعریف کرده و به صورت متفاوت با آن ها مواجه شوند. این بعد به توسعه کارمندان در سازمان کمک می کند. رهبری حمایتی زمانی رخ می دهد که رهبر نگرانی خود برای زیردستان را بیان کرده و نیازهای

فردی پیروان در مورد توسعه شخصی و حرفه ای را در نظر بگیرد و حمایت فردی و اقداماتی را همچون مربی فراهم سازد (باس ۱۹۹۰). شناخت شخصی به تمجید و تحسین برای دستاوردهای کاری اشاره دارد و زمانی شناخته می شود که رهبر، تلاش های پیروان را تایید و تحسین نماید. چشم انداز شامل رهبرانی است که آینده ای امیدوارکننده را پیش بینی می کنند و اهداف مشخص و استانداردهای عملکرد را مشخص می کنند.

این ابعاد برای ایجاد ساختارهای توانمندساز در سازمان های کوچک، لازم و بنیادین هستند، جایی که مدیران بسیار قابل دسترسی هستند زیرا رهبری تحول گرا با الهام بخشی، تحریک، حمایت و شناخت پیروان، محیط یادگیری را فراهم می سازد (باس ۱۹۸۵). برای مثال، به وسیله ارتباط الهام بخش، رهبران تحول گرا حسی از شور و مشارکت را توسعه می دهند. تحریک فکری، مشارکت کارمندان در فرایند تصمیم گیری را افزایش می دهد که تفکر انتقادی، حل مساله و فرصت های توسعه و یادگیری را ارتقا و ترویج می دهد. اقدامات و شرایط کاری که توانمندسازی ساختاری را ارتقا و ترویج می دهند، استقلال و مشارکت بیشتری را برای کارمندان فراهم ساخته و موجب کنترل ان ها بر شغل خود می شوند.

علی رغم تعداد قابل توجهی از مطالعات در مورد رهبری تحول گرا در طول دهه های گذشته، تنها مطالعات اندکی این موضوع را بررسی کرده اند که رهبری تحول گرا چگونه می تواند توانمندسازی را پیش بینی کند. چندین مطالعه رابطه مثبت بین رهبری تحول گرا، توانمندسازی روان شناسی و منابع شخصی را تایید کرده اند (اولیو و کو و باتیا ۲۰۰۴ کاسترو و پرینان و بوئو ۲۰۰۸ داست و ماریتز ۲۰۱۳ فولر و موریسون و بریگر و براون ۱۹۹۹ جو و لیم ۲۰۱۳) اما مطالعات اندکی تاثیر رهبری تحول گرا بر توانمندسازی ساختاری را بررسی کرده اند. لاشینگ و سایستون و کوتشر در سال ۱۹۹۷ بحث کردند که فعالیت های شغلی که شناخت شخصی و توسعه روابط قوی بین کارمندان را توانمند می سازند می توانند توانمندسازی ساختاری را افزایش دهند. گریکو و لاشینگ و وانگ در سال ۲۰۰۶ دریافتند که رفتارهای توانمندساز رهبران به طور مثبت بر مشارکت از طریق توانمندسازی ساختاری و حیطة از زندگی کاری در بین پرستاران تاثیر می گذارند. آن ها بحث می کنند که زمانی که رهبران از رفتارهای توانمندساز مانند افزایش کار با مفهوم یا پرورش استقلال و آزادی استفاده می کنند، ساختارهای سازمانی حمایت کننده ای را توسعه می دهند که موجب توانمندی کارمندان شده و نگرش های مثبتی را ایجاد کرده و اهداف سازمانی را ترویج و ارتقا می دهند. هم چنین شواهدی وجود دارد که رهبری تحول گرا دارای تاثیر مثبت بر توانمندسازی ساختاری است که این امر به نوبه خود منجر به رضایت شغلی بالا و کاهش نتایج نامطلوب بیماران می شود (لاشینگر و وانگ و کلارک ۲۰۱۸). این بحث ها منجر به فرضیه زیر می شود:

فرضیه ۱. (H1): رهبری تحول گرا با سطح بالای توانمندسازی ساختاری رابطه مثبت دارد.

۲,۲ رهبری تحول گرا و مشارکت شغلی

اهمیت روزافزون فعالیت های توسعه رهبری در ارتقا و ترویج مشارکت توسط شاغلین و افراد آکادمیک مورد تایید قرار گرفته است و در برخی از مطالعات به اوج رسیده است، مطالعاتی که ادراکات کارمندان در مورد این فعالیت ها را کشف می کنند (بال، کومون، مول ۲۰۱۳ باس ۲۰۱۶ گست ۲۰۱۴ اشمیت و هارتوگ ۲۰۱۶ تیم و بکر ۲۰۱۱). برای مثال، دو مطالعه نقش واسطه و میانجی خود کارآمدی بین رهبری تحول گرا و مشارکت شغلی را مورد بررسی قرار دادند (سالانوا و چمبل و مارتینز ۲۰۱۱ تیم ۲۰۱۱). ژو و اولیو در سال ۲۰۰۹ دریافتند که ویژگی های پیروان موجب تعدیل رابطه بین

رهبری تحول گرا و مشارکت شغلی پیروان می شود. زمانی که رهبران ویژگی های پیروان را با جنبه مثبت کمتر در نظر می گیرند، سطوح مشارکت شغلی کمتر می شود. سونگ و لی و کیم در سال ۲۰۱۲ نشان دادند که مشارکت شغلی به عنوان واسطه رابطه بین رهبری تحول گرا و فعالیت های ایجاد دانش سازمانی در کره عمل می کند. بریوارت در سال ۲۰۱۳ نشان داد که کادرهای دریایی مشارکت بیشتری داشتند، هنگامی که رهبران آن ها رهبری تحول گرا را نشان داده و پاداش اقتضایی و مشروط را فراهم می ساختند (مولفه ای از رهبری تبادلی و تراکنشی). در مطالعه انجام شده توسط ماریو و کاپوتی در سال ۲۰۱۳، ادراکات کارمندان از معنا و مفهوم در کار، به عنوان واسطه رابطه بین رهبری تحول گرا و مشارکت شغلی در زمینه فولاد اکسین مطرح می شود.

کان اولین دانشمندی بود که مشارکت شخصی را مفهوم سازی کرده و سه شرط روان شناسی را تایید کرد که می توانند بر نحوه مشارکت شخصی افراد تاثیر گذارند (معناداری، ایمنی و در دسترس بودن). شوفلی در سال ۲۰۰۲ مشارکت شغلی را به صورت ذهنیت کاری مثبت و تحقق بخش تعریف کرد که توسط قدرت، فداکاری و جذب مشخص می شود. این امر به جای حالت خاص و موقتی، به وضعیت و حالت موثر شناختی اشاره دارد که در طول زمان، مداوم و مستمر است. در راستای تعریف اولیه از مشارکت، این مطالعه مشارکت را به عنوان یک ویژگی مورد ارزیابی قرار می دهد. قدرت به سطوح بالای انرژی، حالت ارتجاعی ذهنی و اختصاص زمان و تلاش در کار یک فرد اشاره دارد. فداکاری با اشتیاق، غرور، مشارکت با معنا و محرک در کار مورد نظر مشخص می شود. بعد پایانی، جذب، در مورد تمرکز کامل و مجذوب در کار مورد نظر است و بدین ترتیب، زمان پرواز می کند و جداسازی خود از کار، سخت و دشوار است (شوفلی و بکر و سالانوا ۲۰۰۶ شوفلی ۲۰۰۲).

این مطالعه در مورد مدل منابع-تقاضای شغلی برای بررسی رابطه دو منبع شغلی خاص (رهبری تحول گرا و توانمندسازی ساختاری) با مشارکت شغلی مطرح می شود (بکر و دمروتی ۲۰۰۷ بکر و شوفلی ۲۰۰۱). این چارچوب بیان می کند که شرایط کاری را می توان به دو دسته اصلی تقسیم کرد: تقاضای شغلی و منابع شغلی. تقاضای شغلی به جوانب اجتماعی یا سازمانی شغل اشاره دارد که نیازمند تلاش ذهنی یا فیزیکی پایدار است و در ارتباط با هزینه های روان شناسی و فیزیولوژی خاص است (دمروتی ۲۰۰۱). منابع شغلی به ویژگی های شغل اشاره دارد که ممکن است یکی از موارد زیر باشد: (a) ویژگی کارکردی و عملکردی در تحقق اهداف کاری، (b) کاهش تقاضای شغلی و هزینه های مربوط به روان شناسی و فیزیولوژی، (c) تحریک رشد و توسعه شخصی (دمروتی ۲۰۰۱).

طبق نظر بکر و دمروتی در سال ۲۰۰۸، منابع شغلی، محرک های اصلی مشارکت شغلی هستند. منابع شغلی به ویژگی های فیزیکی، اجتماعی یا سازمانی اشاره دارند که ممکن است در شغل مورد نظر وجود داشته باشند. سرپرست و حمایت اجتماعی، بازخورد، مربیگری، بیان کردن، فرصت هایی برای توسعه و یادگیری و تنوع وظایف، نمونه هایی از منابع شغلی هستند. در حقیقت، بازخورد مناسب موجب ترویج و ارتقای یادگیری و حمایت از همکاران شده و احتمالاً تحقق اهداف کاری فرد را افزایش می دهد (بکر و دمروتی ۲۰۰۸ شوفلی و بکر ۲۰۱۰ شوفلی ۲۰۰۲).

با توجه به ملاحظات فوق، نیازمندی اول بدین صورت است:

فرضیه ۲. (H2): رهبری تحول گرا با مشارکت شغلی رابطه مثبت دارد.

۲,۳ توانمندسازی ساختاری و مشارکت شغلی

مشارکت شغلی زمانی افزایش می یابد که منابع شغلی مانند کنترل شغل، بازخورد و تنوع وظایف، در سطوح بالایی باشند (بکر ۲۰۱۱ سالانوا و شوفلی ۲۰۰۸). برای مثال، کان در سال ۱۹۹۰ سطوح بیشتری از مشارکت شغلی را بیان کرد که زمانی محقق می شود که کار مورد نظر شامل حمایت اجتماعی مانند روابط موثر و مناسب با همکاران باشد. هارتر و اشمیت و هایز در سال ۲۰۰۲ بیان کردند که کارمندان هنگامی می توانند مشارکت زیادی در کار داشته باشند که رهبران آن ها و سازمان ها، نیازهای اساسی و اصلی آن ها را پوشش دهند.

چندین مطالعه از مدل منابع-تقاضای شغلی برای بررسی رابطه مثبت بین منابع شغلی و مشارکت شغلی استفاده کرده اند (هاکانن و بکر و شوفلی ۲۰۰۶ بکر و دمروتی و شوفلی ۲۰۰۹). هاکانن در سال ۲۰۰۶ دریافت که منابع شغلی مانند کنترل شغل، حمایت سرپرست، اطلاعات، جو اجتماعی و نوآوری می توانند تعهد سازمانی را از طریق مشارکت شغلی پیش بینی نمایند. محقق دیگری در سال ۲۰۰۹ در مطالعه خود نشان داد که کارمندان شاغل در رستوران های فست فود زمانی که دسترسی بیشتری به منابع داشته باشند، مشارکت بیشتری در آن روز خواهند داشت. مطالعه دیگر بیان کرد که منابع سازمانی و مشارکت شغلی، جو خدمات در هتل ها و رستوران های یی را پیش بینی کرده و این امر به نوبه خود عملکرد کارمندان و وفاداری مشتریان را پیش بینی می کند (سالانوا و پیرو ۲۰۰۵).

پژوهش بیشتر نشان داده است که توانمندسازی ساختاری به نتایج سازمانی مثبت از جمله رضایت شغلی (لاشینگر ۲۰۰۸ استام و لاشینگ و وانگ ۲۰۱۵)، تعهد (ویلسون و لاشینگ ۱۹۹۴)، کاهش فرسودگی (گریکو ۲۰۰۶) و کاهش فشار کاری مربوط می شود (لاشینگر ۲۰۰۱). لاشینگ و فینگن در سال ۲۰۰۵ دریافتند که توانمندسازی ساختاری دارای تاثیر مثبت بر مشارکت شغلی از طریق ۵ حیطه زندگی کاری است (کنترل، هماهنگی ارزش، پاداش، جامعه و انصاف). مطالعه انجام شده توسط لاشینگ در سال ۲۰۱۵ بیان کرد که توانمندسازی ساختاری و سرمایه روان شناسی به مشارکت شغلی بیشتر مربوط می شوند. لاشینگ و ویلک و گریکو در سال ۲۰۰۹ رابطه مثبت و قوی بین توانمندسازی ساختاری و مشارکت شغلی در مطالعه خود در بین فارغ التحصیلان جدید و پرستاران باتجربه یافتند. این مطالعات بر اهمیت اقدامات توانمندساز و شرایط کاری در ترویج و ارتقای مشارکت شغلی تاکید می کنند. بر مبنای این بحث، ما فرض می کنیم:

فرضیه ۳. (H3): توانمندسازی ساختاری با مشارکت شغلی رابطه مثبت دارد

نظریه تبادل اجتماعی، مبنایی نظری برای شرح نحوه ارتباط پذیرش سبک رهبری و توانمندسازی ساختاری با مشارکت شغلی را فراهم می سازد (بلو ۱۹۶۴ کوک و چشیر و رایس ۲۰۱۳). این نظریه تبادل اجتماعی را به عنوان فرایندی از تبادلات مذاکره ای بین طرفین شرح می دهد که مستلزم تعامل و عمل متقابل است. زمانی که روابط بین رهبران و کارمندان شکل می گیرد، تعهدات متقابل خاصی ایجاد می شوند مانند معناداری روان شناسی، ایمنی و قابلیت دسترسی (هنگامی که رهبران شناخت شخصی یا رهبری حمایتی را نشان می دهند). علاوه بر این، ممکن است کارمندان احساس کنند که مجبور به عمل متقابل و تعامل با سطوح بالای مشارکت هستند، زمانی که سازمان ها محیط های کاری توانمندی و منابع شغلی مانند حمایت، اطلاعات یا بازخورد را فراهم می سازند. اگرچه رهبری تعاملی و تحول گرا می تواند در مشارکت شغلی نقش داشته باشند، ما بحث می کنیم که پذیرش رهبری تحول گرا به دلیل افزایش توانمندسازی ساختاری، عمدتاً به مشارکت شغلی مربوط می شود. تعدادی از مطالعات از نظریه تبادل اجتماعی برای

شرح روابط بین سبک های رهبری، مشارکت شغلی و سایر ساختارهای انگیزشی استفاده کردند (داتا و بلیک ۲۰۱۲ آلفس و تراس و ریز ۲۰۱۳ ریتون و یالاییک ۲۰۱۴ سونگ ۲۰۱۲)؛ بنابراین، در راستای مطالعه نظری و تجربی قبلی، فرضیه زیر شکل می گیرد:

فرضیه ۴. (H4): توانمندسازی ساختاری در رابطه مثبت بین رهبری تحول گرا و مشارکت شغلی اثر میانجی دارد

۳. روشها

۳.۱ نمونه و روش جمع آوری داده ها

نمونه شامل ۲۴۰ کارمند فولاد اکسین می باشد. پرسشنامه در اواخر سال ۲۰۱۷ و اوایل ۲۰۱۸ توسط متخصصان بخش های منابع انسانی سازمان هایی که در این مطالعه شرکت کرده بودند، توزیع شد، توزیع شد. ما ابتدا با سازمان ها تماس گرفتیم و توضیحاتی در رابطه با هدف و محدوده ی پروژه، تضمین محرمانه بودن و مشارکت داوطلبانه به هر بخش های منابع انسانی هر سازمان دادیم. پس از توافق، یک نامه از طریق ایمیل همراه با پرسشنامه آنلاین به تیم مدیریت ارسال کردیم و از آن ها خواستیم که این پرسشنامه را بین کارمندان سازمان خود توزیع کنند. پرسشنامه از طریق ایمیل به همه ی کارکنان در سازمان ها ارسال کردیم و آن ها را تشویق به تکمیل آنلاین آن کردیم. پرسشنامه شامل ۳۶ آیتم جهت اندازه گیری رهبری تحول گرا، توانمندسازی ساختاری و مشارکت شغلی و همچنین ویژگی های جمعیتی مانند سن، جنس، ارشدیت و نوع قرارداد بود. مجموع ۶۷۴ پرسشنامه ارسال شد و مجموع ۲۴۰ پرسشنامه ی تکمیل شده برگشت داده شد که میزان پاسخ ارائه شده ۳۵/۶۰ درصد بود.

۳.۲ اندازه گیری

رهبری تحول گرا

ما از مقیاس رافرتی و گریفین (۲۰۰۴) به منظور اندازه گیری رهبری تحول گرا استفاده کردیم. مقیاس اصلی شامل ۱۵ آیتم به منظور ارزیابی ابعاد روابط الهام بخش، تحریک ذهنی، شناخت شخصی، رهبری حمایتی و دیدگاه می باشد. همه ی آیتم ها به زبان یی ترجمه شد. شرکت کنندگان پاسخ های خود را بر روی مقیاس ۵ نقطه ای به صورت (۱) به شدت مخالف تا (۵) به شدت موافق نشان دادند. باید توجه داشت که کارکنان دارای رهبرهای مختلفی هستند. آیتم های نمونه: رهبر من با استفاده از راهکارهایی تلاش می کند که به کارکنان به عنوان بخشی از این سازمان افتخار کند (ارتباط الهام بخش)، رهبر من با فکر کردن درباره ی مشکلات قدیمی به شیوه ای جدید، من را به چالش می کشد (تحریک ذهنی) و رهبر من، به شیوه ای رفتار می کند که به نیازهای شخصی من فکر می کند (رهبری حمایتی). آلفا کرونباخ ۰/۷۴ بود که نشان دهنده ی درجه ی بالای انسجام داخلی در پاسخ ها می باشد (هایر، بلاک، باین و اندرسون، ۲۰۱۰، هیپنر، واپلود و کیولگهان، ۲۰۰۸، نانالی، ۱۹۷۸).

توانمند سازی ساختاری با مقیاس توانمندسازی ساختاری ۱۲ آیتمی یی اندازه گیری می شود (جامیز رومان و بروتونز، ۲۰۱۳) که از شرایط پرسشنامه ی موثر کاری II توسعه یافته توسط لاجینگر و همکارانش (۲۰۰۱) اتخاذ شده است. این مقیاس شامل چهار ابعاد یعنی فرصت، اطلاعات، منابع و حمایت می باشد و در برخی از مطالعات مورد استفاده قرار می گیرد (آیالا کالوو و گارسیا، ۲۰۱۸، بوماها و همکاران، ۲۰۱۸، بوماها و لاجینگر، ۲۰۱۵، استام و همکاران، ۲۰۱۵). از پاسخ دهندگان خواسته شد تا میزان موافقت خود با اظهارات مطرح شده درباره ی ویژگی های شغلی خود در کار را نشان دهند. آیتم ها نمونه: من این شانس را دارم که به مهارت ها و دانش جدیدی درباره ی شغلم دست پیدا کنم

(اطلاعات) و من زمان لازم برای تحقق الزامات شغلی خودم را در اختیار دارم (منابع)، به طور کلی، آلفا کرونباخ، ۰/۸۹ می باشد.

مشغله کاری: ما از نسخه ی ۹ آیتمی کوتاه شده ی مقیاس مشارکت شغلی اوترخت^۱ (اسچوفیل و همکاران، ۲۰۰۲) به منظور ارزیابی مشارکت شغلی با استفاده از یک مقیاس ۵ نقطه ای با (۱) به شدت مخالف تا (۵) به شدت موافق استفاده کردیم. این مقیاس سه ابعاد تعامل شامل قدرت، فداکاری و جذب را مورد ارزیابی قرار می دهد. آیتم های نمونه: حس می کنم در کارم پرنرژژی هستم (قدرت)، به کاری که انجام می دهم افتخار می کنم (فداکاری) و در کارم غرق می شوم (جذب). انسجام داخلی برای مقیاس کلی ۰/۹۱ بوده که ۰/۷۰ حد آستانه را تحقق می بخشد.

متغیرهای کنترل: ما مطابق با تحقیقات قبلی سن را کنترل کردیم (آوولیو و همکاران، ۲۰۰۴، زانتوپولو، بیکر، هون، دمورتی و اسچافلی، ۲۰۰۸). سن به عنوان متغیر طبقه ای به گونه ای که در جدول ۱ مشخص شده، اندازه گیری شد.

۳،۳: آنالیز داده

فرضیات با استفاده از مدل های معادله ساختاری با حداکثر احتمال برآورد با استفاده از نسخه ی ۲۵ Amos مورد تست قرار گرفت (براون، ۲۰۰۶). اول، ما تناسب مدل اندازه گیری را با استفاده از آنالیز عامل افتراقی (CFAs) مورد بررسی قرار دادیم. قبل از تناسب مدل های ساختاری، نرمالیتی ی چند متغیره و داده ها پرت را چک کردیم، در حالی که مقادیر گمشده را حذف کردیم. مقادیر مطلق چولگی باید پایین تر از ۲ باشد (کوران، وست و فینچ، ۱۹۹۶). علاوه بر این، سازگار با مطالعات قبلی (تایمز و همکاران، ۲۰۱۱، وانگ و لاپنجر، ۲۰۱۲)، ما مقیاس کامپوزیت برای ابعاد فرعی هر فاکتور را با جمع بندی و میانگین گیری نمرات آیتم ها به منظور اندازه گیری سطوح رهبری تحول گرا، توانمند سازی ساختاری و مشارکت شغلی محاسبه کردیم (باگوزی و هاترتون، ۱۹۹۴، کلین، ۲۰۱۱).

شاخص دیدگاه مقیاس رهبری تحول گرا در مطالعه ما به دلیل بارگذاری های غیرمعنی دار حذف گردید که این مساله توسط هایر و همکارانش (۲۰۱۰) نیز توصیه شد. مقدار میانگین این ابعاد پایین تر، به ویژه برای کارکنان با قرارداد موقت می باشد. ما مدلی را نیز اجراء کردیم که در این مدل همه ی ابعاد رهبری تحول گرا شامل متغیرهای آشکار مرتبط با مسیرهای منحصر به فرد با توانمندسازی ساختاری بررسی شد.

همانطور که توسط اندرسون و گرینگ (۱۹۸۸) پیشنهاد شد، ما از یک رویکرد مدل سازی دو مرحله ای استفاده کردیم. اول این که تناسب مدل اندازه گیری با داده ها بررسی شد. مدل اندازه گیری از سه متغیر پنهان و ۱۲ متغیر آشکار متشکل از چهار بُعد رهبری تحول گرا، چهار بعد توانمند سازی ساختاری، سه شاخص مشارکت شغلی و متغیر کنترل سن تشکیل شده است؛ بنابراین، عناصر منحصر به فرد ۱۲ (۱۲ + ۱) / ۲ از ماتریکس کوواریانس مشاهده شده وجود دارد (بنتلر و بونت، ۱۹۸۰)؛ بنابراین، این مدل می تواند به منظور تحقق معیار درجات آزادی ($df > 0$) برآورد گردد (بولن، ۱۹۹۰، کلین، ۲۰۱۱).

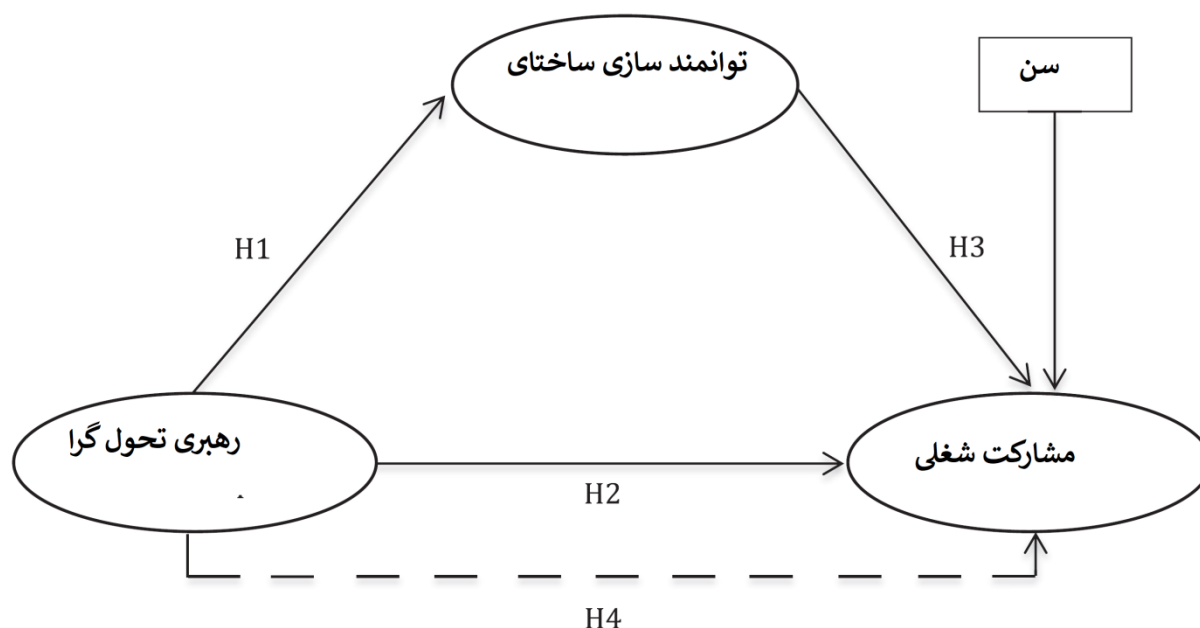
ما سپس تناسب مدل ساختاری را به گونه ای که در شکل ۱ شرح داده شده، مورد تست قرار دادیم. به منظور تست فرضیه ی مدل سازی، ما یک مدل واسطه کامل را با یک مدل واسطه ی جزئی جهت بررسی این که آیا تغییرات قابل توجهی در تناسب مدل با یا بدون مسیر مستقیم از رهبری تحول گرا تا مشارکت شغلی وجود دارد یا خیر، مورد مقایسه قرار دادیم. سپس، شرایط واسطه پیشنهاد شده توسط بارون و کانن (۱۹۸۶) را بررسی کردیم (۱) متغیر مستقل باید مرتبط

¹ Utrecht

با متغیر نتیجه باشد، (۲) متغیر مستقل باید مرتبط با متغیر واسطه باشد، (۳) واسطه گر باید مرتبط با متغیر نتیجه باشد و (۴) در صورتی که مسیر پیشگو - نتیجه غیرمعنی دار باشد، واسطه کامل وجود دارد و در صورتی که این مسیر معنی دار باشد، واسطه جزئی وجود دارد. آزمون بوت استراپ با استفاده از ۲۰۰۰ نمونه به منظور تست معنی داری اثرات غیرمستقیم انجام شد (هایز، ۲۰۰۹). این رویکرد یک روش نمونه برداری مجدد بوده که از تعدادی نمونه های فرعی مجموعه داده استفاده کرده و فواصل اطمینان اصلاح شده ای را برای اثر غیرمستقیم ایجاد می کند.

در نهایت، اندازه گیری های متعددی به منظور ارزیابی تناسب مدل جهت تعیین این که آیا مدل پیشنهادی، تناسب خوبی با داده نشان می دهد یا خیر، انجام شد که این اندازه گیری در توافق با مطالعات بولن (۱۹۸۹) و بنتلر (۱۹۹۰) می باشد. اول این که ما از تست مربع کای (χ^2) استفاده کردیم که ماتریکس کوواریانس ضمنی مدل متغیرهای مشاهده شده را با ماتریکس کوواریانس مشاهده شده مقایسه کرد. مقدار معنی دار مربع کای به این معنی است که ماتریکس کوواریانس مشاهده شده به میزان قابل توجهی با ماتریکس کوواریانس برآورد شده تفاوت دارد. با این حال، اشکال مهمی که در این زمینه وجود دارد این است که مربع کای به اندازه ی نمونه بسیار حساس است و این مساله باعث ارائه ی نتیجه گیری های اشتباه می گردد، چون مدل های احتمالی ممکن است بر اساس مقدار معنی دار مربع کای رد شود. علاوه بر این، در مدل پیچیده تر، مقدار مربع کای کوچک تر باعث کاهش درجات آزادی می گردد (بولن، ۱۹۸۹)؛ بنابراین، ما از معیارهای دیگری نیز جهت ارزیابی تناسب مدل استفاده کردیم.

متداول ترین شاخص های تناسب گزارش شده، χ^2/df ، میانگین خطای مربعات تقریبی (RMSEA)، شاخص تناسب برازندگی (GFI)، شاخص توکر - لوئیس (TLI) و شاخص تناسب تطبیقی بنتلر (CFI) می باشد. مقادیر χ^2/df ۳ یا کمتر (کلاين، ۲۰۱۱) نشان دهنده ی تناسب خوب مدل می باشد، هر چند که اولمان (۲۰۰۱) یک نقطه برش ۲ یا کمتر را پیشنهاد کرد. هیو و بنتلر (۱۹۹۸، ۱۹۹۹) به عنوان یک قاعده ی کلی پیشنهاد کردند که مقادیر RMSEA تقریباً ۰/۰۶ یا کمتر به عنوان مقدار نقطه برش برای تناسب خوب می باشد. با این حال، براون و کیودک (۱۹۹۳) مقادیر RMSEA کمتر از ۰/۰۵ را به عنوان یک تناسب خوب توصیه کرد و مقادیر این تناسب بین ۰/۰۵ و ۰/۰۸ نشان دهنده ی تناسب کافی و مقادیر بزرگتر از ۱۰ نشان دهنده ی تناسب ضعیف مدل می باشد. مقادیر GFI بزرگتر از ۰/۹۵، متداول ترین شاخص تناسب خوب می باشد (بنتلر، ۱۹۹۰، هیو و بنتلر، ۱۹۹۵، ۱۹۹۹).



شکل ۱. مدل تحقیق.

توجه: خط چین نشان دهنده تأثیر غیرمستقیم رهبری تحول گرا بر مشارکت شغلی پس از ورود متغیر میانجی در مدل است.

۴. نتایج

۴.۱: آمارهای توصیفی

جدول ۲ میانگین، انحراف استاندارد، همبستگی بین متغیرهای مورد مطالعه و آلفا کرونباخ را نشان می دهد. ماتریکس همبستگی نشان می دهد که همبستگی های پیرسون در میان ساختارها مثبت بوده و به لحاظ آماری در سطح ۰/۰۱ درصد معنی دار است، بنابراین، این مساله از فرضیه ی ما حمایت می کند. علاوه بر این، سن و تعاملات کاری ارتباط مثبتی با هم دارند ($p < 0.1$)، در حالی که همبستگی بین متغیرهای مختلف متوسط تا قوی بوده و در سطح ۰/۰۱ درصد معنی دار است که این مساله سازگار با اعتبار افتراقی می باشد. ابعاد رهبری تحول گرا دارای همبستگی متوسطی با توانمند سازی ساختاری بوده که این ارتباط در محدوده ی ۰/۲۹ تا ۰/۵۸ است. آلفا کرونباخ همه ی آیتم ها و مقادیر CR برای هر متغیر پنهان در محدوده ی ۰/۷۴ تا ۰/۹۱ می باشد؛ بنابراین، همه ی انسجام های داخلی، معیار ۰/۷۰ را تحقق می بخشد (باگوزای و یای، ۱۹۸۸، نیونالی، ۱۹۷۸).

جدول ۱: میانگین ها، انحراف استاندارد، ماتریس همبستگی و آلفای کرونباخ برای متغیرهای مطالعه
(N=۲۴۰)

متغیرها	میانگین	انحراف استاندارد	1	2	3	4	5	6	7
1 سن	2.22	.76	—						
2 جنسیت	1.45	.50	.17**	—					
3 نوع قرارداد	1.53	.50	.47**	.23**	—				
4 سابقه سازمانی	2.95	1.35	.62**	.26**	.82**	—			
5 رهبری تحول گرا	4.02	.68	.10	.01	.06	.02	(.74)		
6 توانمندسازی ساختاری	3.39	.82	-.01	.05	-.06	-.12	.56**	(.89)	
7 مشارکت شغلی	4.05	.69	.25**	.01	.07	.06	.53**	.54**	(.91)

نکته: ** $p > 0.1$ مقدار آلفای کرونباخ روی قطر (که قابل قبول است). سن: ۱ = زیر ۳۰ سال، ۲ = 31-45، 3 = 46 یا بیشتر؛ جنسیت: ۱ = زن، ۲ = مرد؛ نوع قرار داد: ۱ = موقتی، ۲ = دائمی؛ سابقه سازمانی بر حسب سال:

1 = <1, 2 = 1-3, 3 = 4-10, 4 = 11-20, 5 = >21.

۴,۲: مدل اندازه گیری

مدل اندازه گیری به منظور آنالیز روابط میان سازه ها و شاخص های آن ها مورد تست قرار گرفت. دو مدل اندازه گیری به منظور تایید مدل فرضی ارزیابی گردید. اول، همه ی شاخص ها بر روی یک فاکتور واحد قرار داده شد و نتایج CFA نشانگر تناسب ضعیف ($CFI = 0/70$, $TL1 = 0/63$, $RMSEA = 0/21$, $GFI = 0/68$, $\chi^2/df = 11/44$) می باشد. سپس، مدل سه فاکتوره پیشنهادی مورد ارزیابی قرار گرفت. همه ی بار عاملی بالاتر از ۵۰ بود و همه A's به میزان قابل توجهی متفاوت از صفر بوده و در سطح ۰/۰۱ مقادیر t، از حد آستانه ی ۱/۹۶ تجاوز کرد (هایر و همکاران، ۲۰۱۰). متوسط واریانس استخراج شده هر فاکتور، بیش از مقدار حداقل قابل قبول ۰/۵۰ بود (فورنل و لارکر، ۱۹۸۱) و نتایج CFA نیز نشان دهنده ی تناسب قابل قبول می باشد ($CFI = 0/96$, $TL1 = 0/95$, $GFI = 0/93$, $RMSEA = 0/08$, $\chi^2 = 503/37$). متوسط واریانس استخراج شده هر فاکتور، بیش از مقدار حداقل قابل قبول ۰/۵۰ بود (فورنل و لارکر، ۱۹۸۱) و نتایج CFA نیز نشان دهنده ی تناسب قابل قبول می باشد ($CFI = 0/96$, $TL1 = 0/95$, $GFI = 0/93$, $RMSEA = 0/08$, $\chi^2 = 503/37$).

۴,۳: تست فرضیه

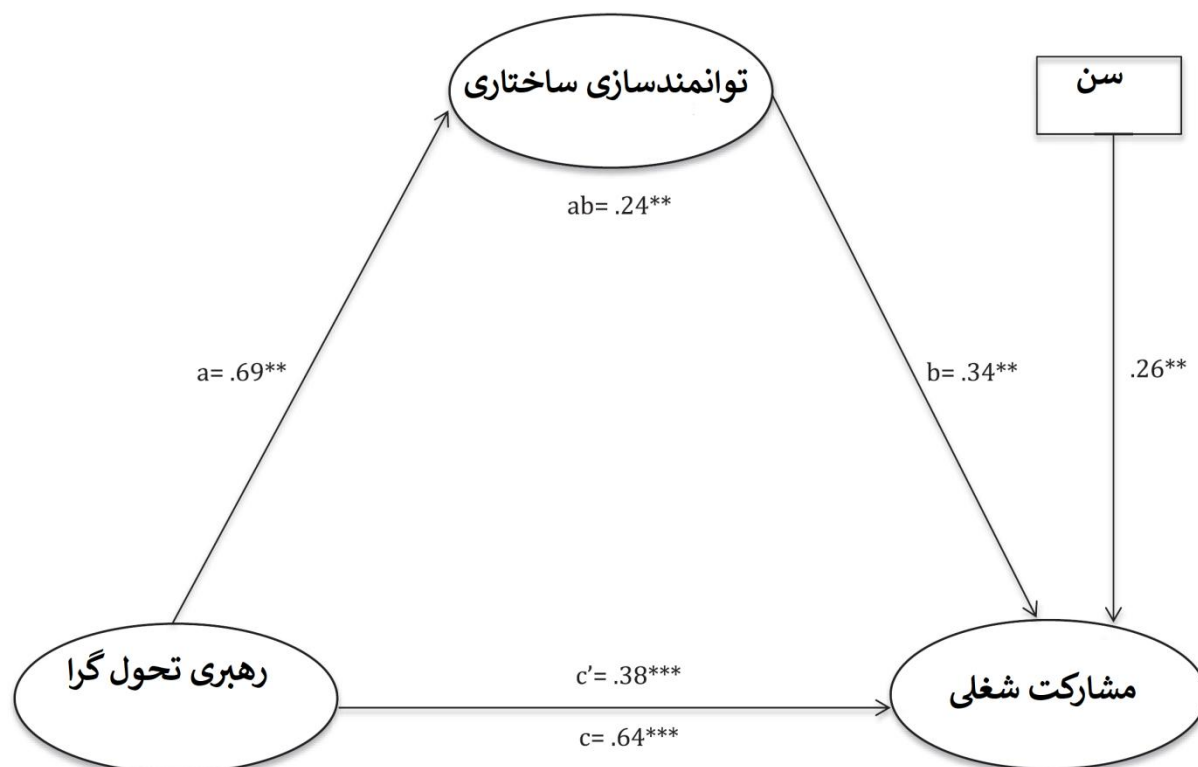
دو مدل ساختاری مورد تست قرار گرفت. مدل اول یک مدل دو فاکتوری بوده که رهبری تحول گرا، پیشگوی اصلی مشارکت شغلی بوده و نتایج نشان دهنده ی تناسب ضعیف می باشد ($CFI = 0/87$, $TL1 = 0/80$, $RMSEA = 0/14$). مدل دوم که در شکل ۲ نشان داده شده، اثر واسطه ای توانمندسازی ساختاری بین رهبری تحول گرا و مشارکت شغلی را مورد تست قرار داد. همه ی ضرایب مسیر در سطح ۰/۰۱ درصد معنی دار بوده و اثرات در جهت مورد انتظار می باشد. نتایج نشان داد که مدل واسطه جزئی فرضی تناسب خوبی با داده ها دارد ($CFI = 0/97$, $TL1 = 0/95$, $RMSEA = 0/06$, $GFI = 0/93$, $\chi^2/df = 1/97$, $\chi^2 = 143/61$).

سپس مدل واسطه جزئی (M1) را با مدل واسطه کامل (M2) مقایسه کردیم. جدول ۳ برخی آمارها مربوط به شاخص برازندگی نسبی و مطلق انجام شده را ارائه می کند. مدل ۱ به لحاظ آماری بهتر از مدل ۲ بوده و شاخص های برازندگی مدل واسطه جزئی به نظر مطلوب تر از مدل واسطه ای کامل می باشد. χ^2 نشان دهنده ی تفاوت مربع کای بین مدل ۱ و مدل ۲ بوده که این تفاوت محدود بوده و بنابراین، دارای پارامترهای کمتر و درجات آزادی بیشتر می باشد. Adf نشان دهنده ی درجات آزادی متفاوت از مدل های دیگر می باشد (بندر، ۱۹۹۰، بولن، ۱۹۸۹). بر اساس این نتایج، مدل اول که فرض بر این دارد که توانمندسازی به صورت جزئی روابط بین رهبری تحول گرا و مشارکت شغلی را رهبری می کند، به عنوان بهترین مدل حفظ شد. آنالیز گروهی به منظور تست تفاوت های بین زنان و مردان و گروه های سنی انجام شد، اما هیچ تفاوت معنی داری در میان گروه ها مشاهده نشد. مدل پیشنهادی ۵۲/۸۰ درصد واریانس را در مشارکت شغلی برآورد کرد.

همه ی فرضیات بر اساس مدل واسطه جزئی با بهترین تناسب مورد تست قرار گرفت. فرضیه ی ۲، ارتباط مثبت و مستقیمی را بین رهبری تحول گرا و مشارکت شغلی پیش بینی کرد. همانطور که انتظار می رود، اثر مستقیم رهبری تحول گرا بر مشارکت شغلی، به میزان قابل توجهی متفاوت از صفر است که این مساله حمایت زیادی از فرضیه ی ۲ ارائه می کند. نتایج نیز نشان داد که رهبری تحول گرا ارتباط مثبتی با توانمندسازی ساختاری دارد و توانمندسازی نیز تاثیر مثبتی بر مشارکت شغلی دارد که این موارد به ترتیب از فرضیات H1 و H3 حمایت می کند.

به منظور تست فرضیه ی H4، ما تاثیر غیرمستقیم ایجاد شده بین متغیرهای مستقل و وابسته را از طریق واسطه با استفاده از آزمون تقریبی بوت استراپ به دست آمده با ساخت فواصل اطمینان اصلاح شده ی دو طرفه (۹۹ درصد) مورد بررسی

قرار دادیم. به منظور انجام این کار، ابتدا یک مسیر از رهبری تحول گرا را با مشارکت شغلی به منظور برآورد تاثیر مستقیم قبل از افزودن واسطه و دو مسیر دیگر را اضافه کردیم (هایر و همکاران، ۲۰۱۰). این ارتباط به میزان قابل توجهی متفاوت از صفر در سطح ۰/۰۱ می باشد. مسیر C که در شکل ۲ نشان داده شده، هنگامی که واسطه در مدل گنجانده می شود، به C کاهش می یابد، اما این مسیر به لحاظ آماری معنی دار است و سازگار با فرضیه ی ۳ می باشد. جدول ۴ تجزیه ی اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل را نشان می دهد. بر همین اساس، این یافته ها پیشنهاد می دهد که اثر رهبری تحول گرا بر مشارکت شغلی، تاحدی از طریق توانمند سازی ساختاری کنترل می شود که اثرات سن را نیز کنترل می کند.



شکل ۲: مدل رگرسیون ساختاری

یادداشت. **: $p < .01$; ***: $p < .001$ ؛ ج: تأثیر مستقیم قبل از ورود میانجی. C: اثر غیر مستقیم.

جدول ۲: شاخص های نیکویی-برازش مدل های مورد بررسی.

Models	χ^2	Df	χ^2/df	GFI	RMSEA	NFI	TLI	CFI	$\Delta\chi^2$	Δdf
میانجی گری جزئی	143.61***	73	1.97	.93	.06	.93	.95	.97	—	—
میانجیگری کامل	159.81***	74	2.16	.92	.07	.92	.94	.96	16.20***	1

نکته: χ^2 = خي دو، df = درجه آزادی، GFI = شاخص نیکویی برازش، RMSE = ریشه میانگین مربعات خطاهای تخمین، NFI = شاخص برازش استاندارد، TLI = شاخص توکر-لویس، CFI = شاخص برازش تطبیقی، $\Delta\chi^2$ = اختلاف خي دو، Δdf = اختلاف درجه آزادی، ***: $p < 0.01$.

جدول ۳: تجزیه اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل (b).

اثر کل	ضریب مسیر استاندارد شده	
	اثر غیر مستقیم	اثر مستقیم
—	—	.26*** سن <<< مشارکت شغلی
—	—	.69** رهبری تحول گرا << توانمندسازی ساختاری
.62***	.24**	.38*** رهبری تحول گرا << مشارکت شغلی
—	—	.34** توانمندسازی ساختاری << مشارکت شغلی

۵. بحث

توانمندسازی ساختاری اشاره به شیوه ها، ساختارهای اجتماعی و منابع سازمانی دارد که در محل کار وجود داشته و این مساله باعث دسترسی به اطلاعات ضروری، آموزش و فرصت های توسعه، حمایت و منابع می گردد (کانتر، ۱۹۷۷، ۱۹۹۳). هدف مطالعه حاضر، بررسی نقش توانمندسازی ساختاری به عنوان واسطه بوده و آگاهی هایی را در رابطه با ارتباط بین رهبری تحول گرا و مشارکت شغلی ارائه می کند. مدل پژوهشی پیشنهادی مورد تست قرار گرفت و بر روی یک مجموعه داده متشکل از ۲۴۰ کارمند از فولاد اکسین بررسی شد.

یافته های مطالعه حاضر نشان می دهد که رهبری تحول گرا و توانمندسازی ساختاری، پیشگوهایی معنی دار مشارکت شغلی در فولاد اکسین می باشد. سازگار با پیش بینی ما، رهبری تحول گرا ارتباط مثبتی با توانمندسازی ساختاری و مشارکت شغلی دارد. به طور ویژه، پی بردیم که توانمندسازی ساختاری به عنوان یک واسطه ی جزئی در ارتباط مثبت بین رهبری تحول گرا و مشارکت شغلی عمل می کند. نتایج نشان داد که تناسب مدل واسطه بهتر از مدل دو عاملی بوده که رهبری تحول گرا در این مدل به عنوان یک پیشگوی مشارکت شغلی مورد استفاده قرار می گیرد؛ بنابراین، سطوح بالای رهبری تحول گرا منجر به ایجاد احساس بهتر درباره ی توانمندسازی ساختاری شده که این امر نیز به نوبه ی خود منجر به مشارکت شغلی بهتر می گردد. این یافته ها به مدیران بخش منابع انسانی، کارکنان و سازمان های خدماتی کمک کرده تا از ارتباط معنی دار بین این سازه ها به منظور توسعه ی برنامه های آموزشی که سطوح مشارکت شغلی را افزایش می دهد، استفاده کنند.

با ارتباط رهبری تحول گرا با توانمندسازی ساختاری و مشارکت شغلی، ما به فرایندهایی دست خواهیم یافت که توضیح می دهد که چگونه رهبران تحول گرا، پیروان خود را افزایش می دهند. میزان بزرگی اثر رهبری تحول گرا بر توانمندسازی ساختاری، اهمیت این نوع رهبری را در ایجاد شرایط توانمند در کار در فولاد اکسین را مورد تاکید قرار می دهد. این مساله نشان می دهد که کارکنان تاحدی حس توانمندی دارند، بنابراین، این مساله به مشارکت شغلی کمک می کند. این نتایج مرتبط با پژوهش های قبلی بوده که در این مطالعات ارتباط بین توانمندسازی ساختاری و رضایت کاری و تعهد سازمانی (لاسچینگر، لایر، دای، گلین، ۲۰۰۹) و مشارکت شغلی (باماه و همکاران، ۲۰۱۸، لاسچینگر و لایر و همکاران، ۲۰۰۹) به اثبات رسید.

اهمیت این مطالعه در بررسی اثر واسطه ای توانمندسازی ساختاری در ارتباط بین رهبری تحول گرا و مشارکت شغلی نهفته است. این مقاله، اولین مطالعه ای بوده که به بررسی مکانیزم واسطه ای بین رهبری تحول گرا و مشارکت شغلی در فولاد اکسین پرداخته است. این مطالعه نشان می دهد که هر دوی رهبری تحول گرا و توانمندسازی ساختاری، به عنوان

منابع شغلی حیاتی در نظر گرفته شده که ممکن است، مشارکت شغلی را پیش بینی کند (دموروتی و همکاران) و مدل منابع - تقاضای شغلی به توجیه ارتباط مثبت بین این سازه ها کمک می کند. هنگامی که رهبری تحول گرا، دسترسی به منابع، اطلاعات، بازخورد و فرصت های آموزشی و توسعه را تسهیل می بخشد، کارکنان به احتمال بیشتری، قوی تر خواهند بود و حس بهتری خواهند داشت. اگرچه اکثر مطالعات قبلی بر روی توانمندسازی روانشناختی متمرکز بوده (جانگ، کوو و ویو، ۲۰۰۳، کریشنان، ۲۰۱۲، اوزارالی، ۲۰۰۳)، اما این مطالعه نشان داد که توانمندسازی ساختاری نقش ضروری در افزایش سطوح مشارکت شغلی ایفاء می کند.

این مطالعه از یافته های قبل در منابع مربوط به مشارکت شغلی - رهبری و ارتباط تجربی بین این سازه ها و توانمندسازی ساختاری به عنوان موارد مهم در نظریه های موجود حمایت می کند. به عنوان مثال، این مطالعه به درک اثر رهبری تحول گرا بر مشارکت شغلی با شناسایی توانمندسازی ساختاری به عنوان فاکتوری که روابط کلیدی را کنترل می کند، کمک خواهد کرد و بنابراین به توسعه ی نظریه ی منابع - تقاضای شغلی کمک می کند.

۵.۱: پیامدهای مدیریتی

نتایج این مطالعه ی تجربی در عمل دارای پیامدهای بالقوه ای می باشد. در یک فضای اقتصادی با انعطاف پذیری بالا، فناوری بالا، تغییر سازمانی و قراردادهای کوتاه مدت، کارکنان سطوح بالایی از مشارکت شغلی را در صورت وجود رهبری تحول گرا نشان می دهند. از دیدگاه عملی، سازمان ها باید از نقش حیاتی رهبری در تحریک مشارکت شغلی آگاه باشند. مداخلات سازمانی که توسعه ی رهبری تحول گرا و توانمندسازی ساختاری را در محیط کار ارتقاء می بخشد، ممکن است برای افزایش مشارکت شغلی ارزشمند باشد؛ بنابراین، ایجاد رهبران تحول گرا به منظور توسعه ی شرایط کاری توانمند در سازمان هایی که با ارتقاء انگیزه ی الهام بخش، تاثیر ایده آل، توجهات فردی و تحریک فکری، اقدام به تغییر سازمانی می کند، از اهمیت بالایی برخوردار است (باس، ۱۹۸۵)؛ بنابراین، سازمان ها باید از طریق یک برنامه ی آموزشی جامع در زمینه ی توسعه ی رهبران تحول گرا سرمایه گذاری کنند. تحقیقات پیشین نشان داد که آموزش رهبری تحول گرا، موثر می باشد (بارلینگ، لولین و کالوی، ۲۰۰۲، بارلینگ، ویبر و کلوی، ۱۹۹۶، دواپر، ادن، آولیو و شامیر، ۲۰۰۲).

علاوه بر این، از آنجا که اکثر سازمان ها در این مطالعه، شرکت های کوچک و متوسط بودند، مطمئناً بررسی نحوه ی تقویت کارکنان توسط رهبران در سازمان های با سلسله مراتب پایین تر از اهمیت بالایی برخوردار است. به عنوان مثال، تقویت نقش رهبر در تحریک غیرت در میان کارکنان از طریق گفت و گوهایی که بین آن ها رخ می دهد و پیام های مثبتی که درباره ی سازمان بین آن ها رد و بدل شده و باعث شده که از این که به عنوان بخشی از سازمان و یک شنونده ی فعال هستند، احساس غرور کنند، اهمیت دارد (بعد روابط الهام بخش) (یولد، ۱۹۸۱). روابط دو طرفه گسترده و انتقال اطلاعات، نیز از جمله عوامل کلیدی بوده (گیوتس، ۲۰۱۴) که باید به آسانی برای مدیران قابل دسترس باشد. مطابق با مطالعات بیکر، آلبرچت و لیتز (۲۰۱۱)، استراتژی های روابط باز و خوب نقش حیاتی در توسعه ی مشارکت شغلی مثبت ایفاء می کند.

بنابراین، تلاش های بازسازی سازمان و شغل باید بر روی ایجاد محیط های کاری کارآمد متمرکز گردد. این یافته ها بر اهمیت مدیریت منابع انسانی موثر تاکید می کند که باید شیوه هایی را ایجاد کند که انگیزه های ناملموس را به منظور تقویت سطوح مشارکت شغلی افزایش دهد. رهبران باید کار خوب کارمندان را تصدیق کنند و از دستاوردهای آن ها

قدردانی کنند، به گونه ای که کارمندان این تصور را داشته باشند که تلاش های آن ها (شناختی شخصی)، فرصت های توسعه و منابع مناسب را تسهیل بخشیده و بازخورد رسمی یا غیررسمی را به صورت منظم ارائه می کند (حمایت) و روابط اجتماعی قوی را ایجاد کرده و فضایی حمایتی بر اساس اعتماد و کار گروهی از طریق حمایت های عاطفی ایجاد کند که این مساله به کسب اطلاعات کمک خواهد کرد (اسچوفلی و سلنوا، ۲۰۱۰). علاوه بر این، در صورتی که کارمندان حس کنند که از اطلاعات، حمایت و یا منابع کافی برخوردار نیستند، با مشکلاتی روبرو خواهند شد (تایروز، بیکر و درکس، ۲۰۱۲). همه ی این پیامدها ممکن است سطوح توانمندسازی ساختاری و مشارکت شغلی را کاهش دهد.

محدودیت بالقوه ی دیگر، مرتبط با ماهیت مقطعی این مطالعه بوده که مانع از ارائه ی نتایج مناسب شده است. با وجود کاربرد چارچوب های نظری که به شدت از جهت گیری فرضیات ما حمایت می کند، پیشنهاد کردیم که تحقیقات آینده باید از طرح های طولی برای کسب نتایج صحیح درباره ی مشارکت شغلی و بررسی تغییرات در طول زمان استفاده کند (کریستین و همکاران، ۲۰۱۱، ریچ، لپین و کرافورد، ۲۰۱۰). مسیر دیگر برای تحقیقات آینده، مطالعه ی تعامل حالت به جای تعامل صفت به منظور بررسی نوسانات درون فردی می باشد (زانتوپولوس و بیکر، ۲۰۱۳). علاوه بر این، موقعیت اجرایی متغیر در این آنالیز کنترل نشد. باید تحقیقات آینده، متغیرهای گنج کننده ی بالقوه، به ویژه اثرات موقعیت های مدیریتی و غیرمدیریتی بر روی مشارکت شغلی را کنترل کند.

محدودیت دیگر این است که این مطالعه به بررسی نوع قرارداددن روانشناسی نپرداخته است. روسنا (۱۹۹۵) قرارداد روانشناختی را به عنوان اعتقادات افراد در رابطه با توافق بین افراد و سازمان آن ها که توسط سازمان شکل می گیرد، اعلام کرد؛ بنابراین، کارکنان احتمالاً هنگامی که پی ببرند که کارفرما به تعهدات خود عمل می کند، تمایل بیشتری به انجام کار نشان می دهند. قراردادهای ارتباطی اشاره به روابط بلند مدت، تقویت دو جانبه، استقلال طرفین، وفاداری و ثبات دارد. در مقابل، قراردادهای معاملاتی کوتاه مدت بوده و بر روی تبادلات اقتصادی متمرکز بوده و نقش کارکنان در آن محدود می باشد (روسنا، ۲۰۰۴). یک جهت گیری امیدوار کننده برای تحقیقات آینده، بررسی بیشتر این مساله است که قرارداد روانشناختی تا چه حد روابط بین توانمندسازی ساختاری و مشارکت شغلی را کنترل می کند.

در نهایت، داده های این مطالعه تنها از فولاد اکسین بوده و این مساله ممکن است مانع از تعمیم دادن یافته ها به بخش های دیگر صنعت گردد. دو ویژگی بارز صنعت مهمان نوازی، فصلی بودن و بخش قراردادهای موقت است، اما این موارد مانع از سطوح بالای تعاملات کاری در این زمینه نمی گردد؛ بنابراین، ما تمایل به انجام مطالعات بیشتر به منظور بررسی روابط بین ساختارها در بخش ها و کشورهای مختلف که دارای فرهنگ و قدرت متفاوتی هستند و همچنین بررسی توانمندسازی روانشناختی به عنوان پیشگوی مشارکت شغلی و نتایج سازمانی به عنوان عملکرد شغلی و حجم معاملات می باشیم.

۶. نتیجه گیری

این مطالعه با هدف بررسی توانمندسازی ساختاری به عنوان سازوکار اصولی در تبیین رابطه مثبت بین رهبری تحول گرا و مشارکت شغلی در مدل تقاضاها و منابع شغلی انجام شده است. یافته ها نشان می دهد که توانمندسازی ساختاری یک پیش بینی کننده مهم مشارکت شغلی است و بر اهمیت رهبری تحول گرا در ایجاد شرایط کاری توانمندساز تأکید می کند. چنین ساختارهای اجتماعی به نوبه خود سطح بالایی از مشارکت شغلی را به وجود می آورد.

۷. منابع و مأخذ

- Agarwal, U. A., Datta, S., Blake-Beard, S., & Bhargava, S. (2012). Linking LMX, innovative work behaviour and turnover intentions: The mediating role of work engagement. *Career Development International*, 17(3), 208e230. <https://doi.org/10.1108/13620431211241063>.
- Alfes, K., Truss, C., Soane, E. C., Rees, C., & Gatenby, M. (2013). The relationship between line manager behavior, perceived HRM practices, and individual performance: Examining the mediating role of engagement. *Human Resource Management*, 52(6), 839e859. <https://doi.org/10.1002/hrm.21512>.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411e423. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.103.3.411>.
- Avolio, B. J., & Bass, B. M. (1995). Individual consideration viewed at multiple levels of analysis: A multi-level framework for examining the diffusion of transformational leadership (Vol. 6). [https://doi.org/10.1016/1048-9843\(95\)90035-7](https://doi.org/10.1016/1048-9843(95)90035-7).
- Avolio, B. J., & Yammarino, F. J. (2002). Transformational and charismatic leadership: The road ahead. Oxford, UK: Elsevier Science.
- Avolio, B. J., Zhu, W., Koh, W., & Bhatia, P. (2004). Transformational leadership and organizational commitment: Mediating role of psychological empowerment and moderating role of structural distance. *Journal of Organizational Behavior*, 25(8), 951e968. <https://doi.org/10.1002/job.283>.
- Ayala Calvo, J.-C., & García, G. M. (2018). Hardiness as moderator of the relationship between structural and psychological empowerment on burnout in middle managers. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 91(2), 362e384. <https://doi.org/10.1111/joop.12194>.
- Bagozzi, R. P., & Heatherton, T. F. (1994). A general approach to representing multifaceted personality constructs: Application to state self-esteem. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 1(1), 35e67. <https://doi.org/10.1080/10705519409539961>.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16(1), 74e94. <https://doi.org/10.1177/009207038801600107>.
- Bakker, A. B. (2011). An evidence-based model of work engagement. *Current Directions in Psychological Science*, 20(4), 265e269. <https://doi.org/10.1177/0963721411414534>.
- Bakker, A. B., Albrecht, S., & Leiter, M. (2011). Key questions regarding work engagement. *European Journal of Work & Organizational Psychology*, 20(1), 4e28.
- Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2007). The job demands-resources model: State of the art. *Journal of Managerial Psychology*, 22(3), 309e328. <https://doi.org/10.1108/02683940710733115>.
- Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2008). Towards a model of work engagement. *Career Development International*, 13(3), 209e223. <https://doi.org/10.1108/13620430810870476>.
- Bal, P. M., De Cooman, R., & Mol, S. T. (2013). Dynamics of psychological contracts with work engagement and turnover intention: The influence of organizational tenure. *European Journal of Work & Organizational Psychology*, 22(1), 107e122. <https://doi.org/10.1080/1359432X.2011.626198>.
- Barling, J., Loughlin, C., & Kelloway, E. K. (2002). Development and test of a model linking safety-specific transformational leadership and occupational safety. *Journal of Applied Psychology*, 87(3), 488e496.

- Barling, J., Weber, T., & Kelloway, K. (1996). Effects of transformational leadership training on attitudinal and financial outcomes: A field experiment. *Journal of Applied Psychology*, 81, 827e832. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.81.6.827>.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173e1182.
- Barroso Castro, C., Villegas Perinan, M. M., & Casillas Bueno, J. C. (2008). Transformational leadership and followers' attitudes: The mediating role of psychological empowerment. *International Journal of Human Resource Management*, 19(10), 1842e1863 (Retrieved from buh).
- Bass, B. M. (1985). *Leadership and performance beyond expectations*. New York: The Free Press.
- Bass, B. M. (1990). From transactional to transformational leadership: Learning to share the vision. *Organizational Dynamics*, 18(3), 19e31. [https://doi.org/10.1016/0090-2616\(90\)90061-S](https://doi.org/10.1016/0090-2616(90)90061-S).
- Bass, B. M. (1999). Two decades of research and development in transformational leadership. *European Journal of Work & Organizational Psychology*, 8(1), 9e32. <https://doi.org/10.1080/135943299398410>.
- Bass, B. I., Cigularov, K. P., Chen, P. Y., Henry, K. L., Tomazic, R. G., & Li, Y. (2016). The effects of student violence against school employees on employee burnout and work engagement: The roles of perceived school unsafety and transformational leadership. *International Journal of Stress Management*, 23(3), 318e336. <https://doi.org/10.1037/str0000011>.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238e246.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness-of-fit in analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588e606.
- Blau, P. M. (1964). *Exchange and power in social life*. New York: Wiley.
- Boamah, S. A., & Laschinger, H. K. S. (2015). Engaging new nurses: The role of psychological capital and workplace empowerment. *Journal of Research in Nursing*, 20(4), 265e277. <https://doi.org/10.1177/1744987114527302>.
- Boamah, S. A., Laschinger, H. K. S., Wong, C., & Clarke, S. (2018). Effect of transformational leadership on job satisfaction and patient safety outcomes. *Nursing Outlook*, 66(2), 180e189. <https://doi.org/10.1016/j.outlook.2017.10.004>.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
- Bollen, K. A. (1990). Overall fit in covariance structure models: Two types of sample size effects. *Psychological Bulletin*, 107(2), 256e259. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.256>.
- Breevaart, K., Bakker, A. B., Hetland, J., Demerouti, E., Olsen, O. K., & Espevik, R. (2013). Daily transactional and transformational leadership and daily employee engagement. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 87(1), 138e157. <https://doi.org/10.1111/joop.12041>.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor Analysis for applied research*. New York: The Guilford Press.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). In K. A. Bollen, & J. S. Long (Eds.), *Alternative ways of assessing model fit* (pp. 136e162). Newbury Park, CA: Sage.
- Burns, J. M. (1978). *Leadership*. New York: Harper and Row.
- Christian, M. S., Garza, A. S., & Slaughter, J. E. (2011). Work engagement: A quantitative review and test of its relations with task and contextual performance. *Personnel Psychology*, 64(1), 89e136. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.2010.01203.x>.

- Cook, K. S., Cheshire, C., Rice, E. R. W., & Nakagawa, S. (2013). Social exchange theory. In J. DeLamater, & A. Ward (Eds.), *Handbook of social psychology* (pp.61e88). https://doi.org/10.1007/978-94-007-6772-0_3.
- Cummings, G. G., MacGregor, T., Davey, M., Lee, H., Wong, C. A., Lo, E., et al. (2010). Leadership styles and outcome patterns for the nursing workforce and work environment: A systematic review. *International Journal of Nursing Studies*, 47(3), 363e385. <https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2009.08.006>.
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis, *Psychological Methods*, 1, 16e29.
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Nachreiner, F., & Schaufeli, W. B. (2001). The job demands-resources model of burnout. *Journal of Applied Psychology*, 86(3), 499e512. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.86.3.499>.
- Dust, S. B., Resick, C. J., & Mawritz, M. B. (2013). Transformational leadership, psychological empowerment, and the moderating role of mechanistic organic contexts. *Journal of Organizational Behavior*, 35(3), 413e433. <https://doi.org/10.1002/job.1904>.
- Dvir, T., Eden, D., Avolio, B. J., & Shamir, B. (2002). Impact of transformational leadership on follower development and performance: A field experiment. *Academy of Management Journal*, 45(4), 735e744. <https://doi.org/10.2307/3069307>.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39e50. <https://doi.org/10.2307/3151312>.
- Fuller, J. B., Morrison, R., Jones, L., Bridger, D., & Brown, V. (1999). The effects of psychological empowerment on transformational leadership and job satisfaction. *The Journal of Social Psychology*, 139(3), 389e391. Retrieved from s3h.
- Ghadi, M. Y., Mario, F., & Caputi, P. (2013). Transformational leadership and work engagement: The mediating effect of meaning in work. *The Leadership & Organization Development Journal*, 34(6), 532e550. <https://doi.org/10.1108/LODJ10-2011-0110>.
- Greco, P., Laschinger, H. K. S., & Wong, C. A. (2006). Leader empowering behaviours, staff nurse empowerment and work engagement/burnout. *Canadian Journal of Nursing Leadership*, 19(4), 41e56. <https://doi.org/10.12927/cjnl.2006.18599>.
- Guest, D. E. (2014). Employee engagement: A sceptical analysis. *Journal of Organizational Effectiveness: People and Performance*, 1(2), 141e156. <https://doi.org/10.1108/JOEPP-04-2014-0017>.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Pearson.
- Hakanen, J. J., Bakker, A. B., & Schaufeli, W. B. (2006). Burnout and work engagement among teachers. *Journal of School Psychology*, 43(6), 495e513. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2005.11.001>.
- Halbesleben, J. R. B. (2010). A meta-analysis of work engagement: Relationships with burnout, demands, resources, and consequences. In A. B. Bakker, & M. P. Leiter (Eds.), *Work engagement: A handbook of essential theory and research* (pp. 102e117). New York, NY, US: Psychology Press.
- Harter, J. K., Schmidt, F., & Hayes, T. (2002). Business-unit-level relationship between employee satisfaction, employee engagement, and business outcomes: A meta-analysis. *Journal of Applied Psychology*, 87(2), 268e279.
- Hayes, A. F. (2009). Beyond Baron and Kenny: Statistical mediation analysis in the new millennium. *Communication Monographs*, 76(4), 408e420. <https://doi.org/10.1080/03637750903310360>.

- Heppner, P., Wampold, B., & Kivlighan, D. (2008). *Research design in counseling* (3rd ed.). Belmont, CA: Thomson Brooks/Cole.
- House, R. J. (1971). Path goal theory of leader effectiveness. *Administrative Science Quarterly*, 16(3), 321e339. <https://doi.org/10.2307/2391905>.
- Howell, J., & Avolio, B. (1993). Transformational leadership, transactional leadership, locus of control, and support for innovation: Key predictors of consolidated business-unit performance. *Journal of Applied Psychology*, 78, 891e902.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1995). In R. H. Hoyle (Ed.), *Evaluating model fit* (pp. 76e99). London: Sage.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3, 424e453. <https://doi.org/10.1037//1082-989X.3.4.424>.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cut-off criteria for fit indexes in covariance structure analysis. Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1e55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>.
- Jaimez Rom an, M. J., & Bretones, F. D. (2013). Spanish adaptation of the structural empowerment scale. *Spanish Journal of Psychology*, 16, E15. <https://doi.org/10.1017/sjp.2013.14>.
- Joo, B.-K., & Lim, T. (2013). Transformational leadership and career satisfaction: The mediating role of psychological empowerment. *Journal of Leadership & Organizational Studies*, 20(3), 316e326. <https://doi.org/10.1177/1548051813484359>.
- Jung, D. I., Chow, C., & Wu, A. (2003). The role of transformational leadership in enhancing organizational innovation: Hypotheses and some preliminary findings. *Leading for Innovation*, 14(4), 525e544. [https://doi.org/10.1016/S1048-9843\(03\)00050-X](https://doi.org/10.1016/S1048-9843(03)00050-X).
- Kahn, W. A. (1990). Psychological conditions of personal engagement and disengagement at work. *Academy of Management Journal*, 33(4), 692e724. <https://doi.org/10.2307/256287>.
- Kanter, R. M. (1977). *Men and women of the corporation*. New York: Basic Books.
- Kanter, R. M. (1993). *Men and women of the corporation* (2nd ed.). New York: Basic Books.
- Keller, T., & Dansereau, F. (1995). Leadership and empowerment - a social-exchange perspective. *Human Relations*, 48(2), 127e146. <https://doi.org/10.1177/001872679504800202>.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford Publications.
- Krishnan, V. R. (2012). Transformational leadership and personal outcomes: Empowerment as mediator. *The Leadership & Organization Development Journal*, 33(6), 550e563. <https://doi.org/10.1108/01437731211253019>.
- Laschinger, H. K. S. (2008). Effect of empowerment on professional practice environments, work satisfaction, and patient care quality: Further testing the nursing worklife model. *Journal of Nursing Care Quality*, 23(4), 322e330. <https://doi.org/10.1097/01.NCQ.0000318028.67910.6b>.
- Laschinger, H. K. S., & Finegan, J. (2005). Empowering nurses for work engagement and health in hospital settings. *The Journal of Nursing Administration*, 35(10), 439e449.
- Laschinger, H. K. S., Finegan, J., Shamian, J., & Wilk, P. (2001). Impact of structural and psychological empowerment on job strain in nursing work settings: Expanding Kanter's model. *The Journal of Nursing Administration*, 31(5), 260e272.
- Laschinger, H. K. S., Leiter, M. P., Day, A., & Gilin, D. (2009). Workplace empowerment, incivility, and burnout: Impact on staff nurse recruitment and retention outcomes. *Journal of Nursing Management*, 17(3), 302e311. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2834.2009.00999.x>.
- Laschinger, H. K. S., Sabiston, J. A., & Kutzscher, L. (1997). Empowerment and staff nurse decision involvement in nursing work environments: Testing Kanter's theory of structural

- power in organizations. *Research in Nursing & Health*, 20(4),341e352. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1098-240X\(199708\)20:4<341::AIDNUR7>3.0.CO;2-G](https://doi.org/10.1002/(SICI)1098-240X(199708)20:4<341::AIDNUR7>3.0.CO;2-G).
- Laschinger, H. K. S., Wilk, P., Cho, J., & Greco, P. (2009). Empowerment, engagement and perceived effectiveness in nursing work environments: Does experience matter? *Journal of Nursing Management*, 17(5), 636e646. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2834.2008.00907.x>.
- Macey, W., & Schneider, B. (2008). The meaning of employee engagement. *Industrial and Organizational Psychology*, 1, 3e30. <https://doi.org/10.1111/j.1754-9434.2007.0002.x>.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill, Inc.
- Ozaralli, N. (2003). Effects of transformational leadership on empowerment and team effectiveness. *The Leadership & Organization Development Journal*, 24(6),335e344. <https://doi.org/10.1108/01437730310494301>.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88, 879e903. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.5.879>.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Moorman, R. H., & Fetter, R. (1990). Transformational leader behaviors and their effects on followers' trust in leader, satisfaction, and organizational citizenship behaviors. *The Leadership Quarterly*,1(2), 107e142. [https://doi.org/10.1016/1048-9843\(90\)90009-7](https://doi.org/10.1016/1048-9843(90)90009-7).
- Rafferty, A. E., & Griffin, M. A. (2004). Dimensions of transformational leadership: Conceptual and empirical extensions. *The Leadership Quarterly*, 15(3), 329e354. <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2004.02.009>.
- Rayton, B., & Yalabik, Z. (2014). Work engagement, psychological contract breach and job satisfaction. *International Journal of Human Resource Management*, 25(17), 2382e2400. <https://doi.org/10.1080/09585192.2013.876440>.
- Rich, B. L., Lepine, J. A., & Crawford, E. R. (2010). Job engagement: Antecedents and effects on job performance. *Academy of Management Journal*, 53(3), 617e635.
- Rousseau, D. M. (1995). Psychological contracts in organizations: Understanding written and unwritten agreements. <https://doi.org/10.4135/9781452231594>.
- Rousseau, D. M. (2004). Psychological contracts in the workplace: Understanding the ties that motivate. *Academy of Management Perspectives*, 18(1), 120e127. <https://doi.org/10.5465/ame.2004.12689213>.
- Saks, A. M. (2006). Antecedents and consequences of employee engagement. *Journal of Managerial Psychology*, 21(7), 600e619. <https://doi.org/10.1108/02683940610690169>.
- Salanova, M., Agut, S., & Peiro, J. M. (2005). Linking organizational resources and work engagement to employee performance and customer loyalty: The mediation of service climate. *Journal of Applied Psychology*, 90(6), 1217e1227.
- Salanova, M., Lorente, L., Chambel, M. J., & Martínez, I. M. (2011). Linking transformational leadership to nurses' extra-role performance: The mediating role of self-efficacy and work engagement. *Journal of Advanced Nursing*, 67(10),2256e2266. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2648.2011.05652.x>.
- Salanova, M., & Schaufeli, W. B. (2008). A cross-national study of work engagement as a mediator between job resources and proactive behaviour. *International Journal of Human Resource Management*, 19(1), 116e131. <https://doi.org/10.1080/09585190701763982>.
- Schaufeli, W. B., & Bakker, A. B. (2010). Defining and measuring work engagement: Bringing clarity to the concept. In *Work engagement: A handbook of essential theory and research* (pp. 10e24). New York: Psychology Press.
- Schaufeli, W. B., Bakker, A. B., & Salanova, M. (2006). The measurement of work engagement with a short questionnaire: A cross-national study. *Educational and Psychological Measurement*, 66(4), 701e716. <https://doi.org/10.1177/0013164405282471>.

- Schaufeli, W. B., & Salanova, M. (2010). How to improve work engagement? In S. L. Albrecht (Ed.), *Handbook of employee engagement. Perspectives, issues, research and practice* (pp. 399e415). Northampton, MA: Edward Elgar.
- Schaufeli, W. B., Salanova, M., Gonzalez-Roma, V., & Bakker, A. B. (2002). The measurement of engagement and burnout: A two sample confirmatory factoranalytic approach. *Journal of Happiness Studies*, 3, 71e92. <https://doi.org/10.1023/A:1015630930326>.
- Schmitt, A., Den Hartog, D. N., & Belschak, F. D. (2016). Transformational leadership and proactive work behaviour: A moderated mediation model including work engagement and job strain. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 89(3), 588e610. <https://doi.org/10.1111/joop.12143>.
- Song, J. H., Kolb, J. A., Hee Lee, U., & Kyoung Kim, H. (2012). Role of transformational leadership in effective organizational knowledge creation practices: Mediating effects of employees' work engagement. *Human Resource Development Quarterly*, 23(1), 65e101. <https://doi.org/10.1002/hrdq.21120>.
- Sonnentag, S., Dormann, C., & Demerouti, E. (2010). Not all days are created equal: The concept of state work engagement. In *Work engagement: A handbook of essential theory and research* (pp. 25e38). New York, NY, US: Psychology Press.
- Spreitzer, G. M. (1995). Psychological empowerment in the workplace: Dimensions, measurement, and validation. *Academy of Management Journal*, 38(5), 1442e1465. <https://doi.org/10.2307/256865>.
- Stam, L. M. P., Laschinger, H. K. S., Regan, S., & Wong, C. A. (2015). The influence of personal and workplace resources on new graduate nurses' job satisfaction. *Journal of Nursing Management*, 23(2), 190e199. <https://doi.org/10.1111/jonm.12113>.
- Tims, M., Bakker, A. B., & Derks, D. (2012). The development and validation of the job crafting scale. *Journal of Vocational Behavior*, 80(2), 173e186. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2011.05.009>.
- Tims, M., Bakker, A. B., & Xanthopoulou, D. (2011). Do transformational leaders enhance their followers' daily work engagement? *The Leadership Quarterly*, 22, 121e131. <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2010.12.011>.
- Ullman, J. B. (2001). Structural equation modeling. In B. G. Tabachnick, & L. S. Fidell (Eds.), *Using multivariate statistics* (4th ed., pp. 653e771). Needham Heights, MA: Allyn & Bacon.
- Wilson, B., & Laschinger, H. K. S. (1994). Staff nurse perception of job empowerment and organizational commitment. A test of Kanter's theory of structural power in organizations. *The Journal of Nursing Administration*, 24(4), 39e47.
- Wong, C. A., & Laschinger, H. K. S. (2012). Authentic leadership, performance, and job satisfaction: The mediating role of empowerment. *Journal of Advanced Nursing*, 69(4), 947e959. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2648.2012.06089.x>.
- Xanthopoulou, D., & Bakker, A. B. (2013). State work engagement: The significance of within-person fluctuations. In A. B. Bakker, & K. Daniels (Eds.), *A day in the life of a happy worker* (pp. 25e40). New York, NY: Psychology Press.
- Xanthopoulou, D., Bakker, A. B., Demerouti, E., & Schaufeli, W. B. (2009). Work engagement and financial returns: A diary study on the role of job and personal resources. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 82, 183e200. <https://doi.org/10.1348/096317908X285633>.
- Xanthopoulou, D., Bakker, A. B., Heuven, E., Demerouti, E., & Schaufeli, W. B. (2008). Working in the sky: A diary study on work engagement among flight attendants. *Journal of Occupational Health Psychology*, 13(4), 345e356. <https://doi.org/10.1037/1076-8998.13.4.345>.

The mediating role of structural empowerment in the relationship between transformational leadership and job participation

Farhad Kyanfar ^{*1}

Karim Minoei ²

Mohsen Mombeini ³

Date of Receipt: 2021/01/15 Date of Issue: 2021/01/30

Abstract

The aim of this study was to investigate the mediating role of structural empowerment in the positive relationship between transformational leadership and job participation. Based on self-assessment questionnaires of 240 employees of Khuzestan Auxin Steel, the findings show that structural empowerment has a mediating role in the relationship between transformational leadership and job participation. These results suggest that transformational leaders enhance job participation by providing access to adequate information, opportunities, support, and resources. This empirical study is one of the first studies to investigate the mediating role of structural empowerment in the relationship between transformational leadership and job participation and may serve as a reference for the dissemination of job participation in service organizations. A number of practical studies and concepts have been discussed.

Keywords

Transformational leadership, Job participation, Structural empowerment

1. Faculty member of Payame Noor University. (Kyanfar@yahoo.com)

2. Master student of Islamic Azad University, Shushtar Branch, Shushtar, Iran. (karimminoiei2020@gmail.com)

3. Master student of Islamic Azad University, Shushtar Branch, Shushtar, Iran. (mohsen5716@gmail.com)