فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۸ / شمارهٔ ۱ (پیاپی ٦٦)/ بهار ۱٤۰۳
صفحه ۳۳۹ تا ۳۵۹

https://doi.org/10.30495/fed.2024.1957171.2690

تأثیر رهبری اخلاق گرا بر توانمندسازی: بررسی نقش تعدیلگر متغیرهای خستگی عاطفی و انعطاف درک شده (مورد مطالعه: نهاد ریاست جمهوری اسلامی ایران)

سعید عسکری ماسوله[۱]
حسین ممبینی[۲]✉

تاریخ دریافت: ۱٤۰۲/۰۹/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱٤۰۲/۱۱/۰۷

چکیده

این مطالعه به بررسی نقش رهبری اخلاق‌گرا در توانمندسازی کارکنان می پردازد. در سناریوی دنیای امروز، درک تأثیر انعطاف‌پذیری و خستگی عاطفی در ساخت مفهوم توانمندسازی امری ضروری است. بنابراین، مطالعه حاضر انعطاف‌پذیری درک شده و خستگی عاطفی را به عنوان تعدیل‌کننده های احتمالی میان رابطه رهبری اخلاق‌گرا و توانمندسازی کارکنان بررسی می نماید. این تحقیق از نوع توصیفی و پیمایشی است. برای گردآوری داده‌ها در سال ۱۴۰۰ و سنجش متغیرها به منظور بررسی مدل تحقیق، پرسشنامه‌ای ۳۰ سؤالی طراحی و توزیع گردید. پایایی پرسشنامه با استفاده از روش آلفای کرونباخ برای هر قسمت بالاتر از ۰/۷ برآورد گردید و از طریق تحلیل روایی سازه، روایی پرسشنامه نیز مورد تأیید قرار گرفت. نویسندگان ضمن مرور کامل مبانی نظری، اعضای نمونهٔ آماری را با روش نمونه‌گیری تصادفی از بین مدیران نهاد ریاست جمهوری در شهر تهران انتخاب نمودند. تحلیل عاملی تأییدی و تحلیل رگرسیون به کمک نرم‌افزار *Smart PLS* به منظور سنجش فرضیات و بررسی تمایز ساختارها در پژوهش انجام شد. یافته‌های تحقیق نشان داد که رهبری اخلاق‌گرا اثر معنی‌داری بر توانمندسازی روانشناختی و ساختاری دارد. همچنین تأثیر تعدیل‌گر متغیرهای انعطاف پذیری درک شده و خستگی عاطفی در رابطه رهبری اخلاق‌گرا و توانمندسازی معنی‌دار بود و فرضیات تحقیق همگی مورد تأیید قرار گرفتند. با توجه به ویژگی های خاص نهاد ریاست جمهوری و تأکید آنها بر اخلاق مداری به منظور رسیدن به کمال سازمانی، نتایج این پژوهش می‌تواند توسط سایر نهادهای دولتی نیز مورد استفاده قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: توانمندسازی، رهبری اخلاق‌گرا، خستگی عاطفی و انعطاف درک شده.

طبقه بندی JEL: M12, M14, D91

۱ گروه مدیریت مالی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران askari@iaufb.ac.ir
۲ گروه مدیریت مالی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.(نویسنده مسئول) h.mombeini@gmail.com

نوع مقاله: علمی پژوهشی
Eci@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

۱- مقدمه

سازمان ها برای غلبه بر شرایط پیچیده و پویای امروزی نیاز است تا توانمندسازی کارکنان از راه کسب دانش و مهارت را در پیش گیرند و داشتن منابع انسانی توانا و کارآمد که بنیان ثروت ملی و دارایی هایی حیاتی سازمان به حساب می آیند، منافع بسیاری برای سازمان ها به دنبال خواهد داشت (افتخاری و رحیمی، ۱۳۹۹). بنابراین جهت بالا بردن کیفیت و کمیت خدمات ارائه شده در سازمان ها، جستجوی عوامل مؤثر بر توانمندسازی کارکنان، ضرورت داشته و توانمندسازی کارکنان را می توان به عنوان کلید موفقیت یک سازمان به شمار آورد (شهزاد[1]و همکاران، ۲۰۱۸). زمانی که رهبران چه در سازمان های دولتی و چه در شرکت های خصوصی رفتار غیراخلاقی داشته باشند، این نوع رفتار سبب بروز و ایجاد تأثیرات منفی بر روی عامه مردم، شرکت ها و سهامداران شده و کاهش بهره‌وری و در نتیجه خسارات مالی برای شرکت ها را به دنبال خواهد داشت (جعفری صمیمی و اعظمی، ۱۳۹۳؛ بویون[2] و همکاران، ۲۰۱۸). در این زمینه، رویکردهای نوین سازمانی برای نقش رهبری در فرایند توانمندسازی اهمیت به سزایی قائل شده اند. بر اساس نظریه حمایت سازمانی، رهبران نمایندگان خط اول سازمان برای کارکنان به شمار می روند؛ بنابراین هر نوع استاندارد و ارزشی که توسط سازمان پیاده شود از طریق رهبران در سازمان حفظ می شود (رسباسان[3]، ۲۰۱۳). رهبران یکی از عوامل تأثیرگذار بر رفتار اعضای سازمان هستند که ارزش ها و هنجارها را تعریف کرده و تصویری از سازمان ارائه می دهند. آنها در نحوه و میزان اعتماد در سازمان، ایجاد احترام متقابل، تشخیص و اصلاح مشکلات و در پرداخت پاداش یا تنبیه نقش مؤثری دارند (چراغی و همکاران، ۱۴۰۰). رهبران اخلاقی بر نیازهای پیروان خود تأکید داشته و برای آنان فرصت های آموزشی فراهم می نمایند تا توانایی و اعتماد به نفس کارکنان در تصمیم گیری را افزایش دهند (استیبائور[4] و همکاران، ۲۰۱۴). علاوه بر اینکه رهبران بر نگرش کارکنان تأثیرگذار هستند، با ایجاد یک جو تیمی مناسب بر عملکرد آن ها نیز تأثیرگذار هستند (لوو[5]، ۲۰۱۹). طی دهه گذشته، مطالعات مربوط به رهبری اخلاقی رشد فزاینده ای داشته (بویون و همکاران، ۲۰۱۸) و جهت‌گیری پژوهش ها بر تأثیرات رهبری اخلاقی بر رفتارهای سازمانی مثبت یا منفی پیروان معطوف شده است. بر اساس تحلیل هاخ[6]و همکاران (۲۰۱۸) رهبری اخلاقی نتایج مطلوبی مانند رفتارهای شهروندی سازمانی، رضایت شغلی، درگیری کارمندان و تعهد سازمانی را در کارمندان بهبود بخشیده و انحراف و گردش کارکنان را کاهش می دهد. اگرچه این مطالعات به درک ما از اهمیت رهبری اخلاقی برای دستیابی به نتایج مطلوب عملکرد کمک می کنند، اما در خصوص فرایندهای خاصی که رهبری اخلاقی از طریق آنها این تأثیرات را به وجود می آورد، اطلاعات بسیار کمی در دست است. محققان فقط درک مقدماتی از چگونگی نفوذ رهبری اخلاقی در سلسله مراتب سازمانی برای تأثیرگذاری بر نتایج عملکرد را بررسی نموده اند. در واقع، بسیاری

[1] Shahzad
[2] Byun
[3] Rusbasan
[4] Steinbauer
[5] Luu
[6] Hoch

از محققان خواستار مطالعاتی در این زمینه تحقیقاتی هستند (بدی[1] و همکاران، ۲۰۱۶؛ بویون و همکاران، ۲۰۱۸). اهمیت این امر در نهاد ریاست جمهوری دوچندان است؛ چرا که انتظار از این نهاد به گونه ای است که رهبری اخلاق گرایانه در درجه ی اول اهمیت قرار گیرد. بر همین اساس شخص اول نهاد ریاست جمهوری و به تبع آن مدیران این مجموعه بر اساس بیانات حضرت آیت‌الله خامنه‌ای رهبر معظم انقلاب اسلامی؛ باید «مظهر تهذیب اخلاقی» و «مردمی، مقاوم، ارزشی و پایبند به قوانین و مقررات" باشند (بیانات رهبری در دیدار دست اندرکاران برگزاری انتخابات سال ۱۳۹۲). همچنین ادبیات گسترده ای در زمینه توانمندسازی وجود دارد که جنبه های گوناگون و عوامل مؤثر بر آن را بررسی کرده اند. اگرچه، در این میان برخی حلقه های ارتباطی گمشده نیز وجود دارد، به خصوص در زمینه ی نقش تعدیل کنندگان احتمالی میان عوامل مؤثر بر توانمندسازی. بنابراین به طور کلی، هدف مطالعه حاضر در دو زمینه مختلف تعریف می شود. نخست، پاسخ به این سوال که: آیا اثرات انگیزشی رهبران اخلاقی بر توانمندی کارکنان تأثیر دارد؟ دوم: آیا خستگی عاطفی کارکنان و انعطاف پذیری، اثرات رهبری اخلاقی بر توانمندسازی کارکنان را تعدیل می کند یا خیر؟ مطالعه حاضر با بررسی این دو سوال به نظریه رهبری اخلاقی و تحقیقات مربوط به آن از جنبه های مختلفی کمک می کند. نخست، مطالعه حاضر کاربرد رهبری اخلاقی به عنوان یک مکانیسم انگیزشی کنش محور را بر توانمندسازی کارکنان نشان می دهد. دوم، نشان می دهد که خستگی عاطفی کارکنان یکی از حالات بحرانی روانی است که اثرات انگیزشی رهبران اخلاقی بر توانمندسازی کارکنان را خنثی کرده و ممکن است مانع تاثیر رهبری اخلاقی نیز به حساب آید. همچنین این تحقیق قصد دارد که نقش انعطاف پذیری درک شده به عنوان یک مکانیسم تعاملی برای درک رابطه میان معنای رهبری اخلاق گرا و توانمندسازی کارکنان را بررسی نماید. بنابراین این پژوهش بر آن است که رابطه میان رهبری اخلاق‌گرا و توانمندسازی کارکنان را از طریق درک نقش تعدیلگر خستگی عاطفی و انعطاف پذیری درک شده مورد کاوش قرار دهد.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱. رهبری اخلاقی و توانمندسازی

رهبران اخلاقی رفتارهایی را ارزیابی می کنند که در سازمان ارزشمند هستند و منافع کارکنان خود را حمایت می کنند. مطالعات قبلی نشان داده است که انگیزه کارکنان به صورت معنی درک شده و اهمیت کار، خودکارآمدی، شناسایی، تلاش و ابتکار عمل در درک تأثیرات مربوط به عملکرد رهبران اخلاقی نقش دارد. کارکنانی که با رهبران اخلاقی کار می کنند، انگیزه بیشتری برای موفقیت دارند (داست و همکاران، ۲۰۱۸). همچنین این امر تأیید شده است که رهبری اخلاقی بر نگرش های کاری و نتایج کارکنان از جمله رضایت شغلی، تعهد سازمانی، گردش مالی، رفتارهای شهروندی سازمانی، انگیزه های ذاتی، عملکرد وظیفه و تمایل به گزارش مشکلات تأثیرگذار است. ادبیات نشان می دهد که رهبری اخلاقی به اثربخشی فردی و سازمانی نیز کمک می کند (بویون و همکاران، ۲۰۱۸).

[1] Bedi

علاوه بر این، رهبران نقش مهمی در ایجاد توانمندسازی شرایط کار دارند که می تواند منجر به نتایج شخصی و سازمانی مثبت شود. تحقیقات نشان می دهند که کارکنان متعهد دارای قوه تخیل قوی تر و پربازده تر بوده و تمایل بیشتری برای انجام کار بیشتر دارند (آمور و همکاران، ۲۰۲۰). پژوهش داست و همکاران (۲۰۱۸) نشان داد که رهبری اخلاقی به عنوان عاملی موثر بر توانمندسازی روانشناختی کارکنان شناخته شده و تأثیرات غیرمستقیمی بر موفقیت های فعلی و پتانسیل های موفقیت کارکنان دارد. خوخار و رحمان[1] (۲۰۱۷) در پژوهش خود ثابت کردند که رهبری اخلاقی بر عملکرد کارکنان تأثیرگذار است. بررسی رابطه بین رهبری اخلاقی و توانمندسازی کارکنان در پژوهش نصر اصفهانی و همکارن نیز مورد تأیید قرار گرفته است. همچنین در پژوهشی که ناماسییام[2] و همکاران (۲۰۱۴) با عنوان تأثیر رفتارهای توانمندسازی رهبر و توانمندسازی روانشناختی کارکنان بر رضایت مشتری انجام دادند، نشان دادند که رفتارهای توانمندساز رهبر بر توانمندسازی روانشناختی کارکنان و در نهایت بر رضایت مشتریان تأثیرگذار است. هوانگ و همکاران[3] (۲۰۲۰) نشان دادند که سبک های رهبری بر توانمندسازی اعضای هیئت علمی به صورت مثبت و معناداری تأثیر دارند. نتیجه پژوهش باقتی و همکاران[4] (۲۰۱۶) نیز نشان دهنده رابطه مثبت و معنادار بین رهبری اخلاقی و توانمندسازی است و رهبری اخلاقی به عنوان پیش‌بینی‌کننده توانمندسازی کارکنان محسوب می شود. تاجدار (۱۳۹۸) نیز نشان داد که رهبری اخلاقی با توانمندسازی روانشناختی رابطه ای مثبت دارد و به هر میزان که به رهبری اخلاقی افزوده شود، به همان نسبت توانمندسازی کارکنان افزایش می یابد. ناظم و همکاران (۱۳۹۹) نیز نشان دادند که بین رهبری اخلاقی و ابعاد آن با توانمندسازی رابطه معنادار و مثبتی وجود دارد. بنابراین:

فرضیه ۱. رهبری اخلاق گرا بر توانمندسازی روانشناختی کارکنان تاثیر مثبت و معنادار دارد.

فرضیه ۲. رهبری اخلاق گرا بر توانمندسازی ساختاری کارکنان تاثیر مثبت و معنادار دارد.

۲-۲. نقش تعدیلگر خستگی عاطفی[5]

خستگی عاطفی به عنوان یک پاسخ روانشناختی ضمن نمایش یک واکنش غیر شخصی به دریافت کننده خدمات و کاهش احساس شایستگی و موفقیت در کار یا به عنوان وضعیتی که همراه با ضعف عملکرد شغلی، سلامت روانی و بدتر شدن روابط با خانواده و دوستان است، تعریف می شود (اوکپوزو[6] و همکاران، ۲۰۱۷). چنین حالتی زمانی به وجود می آید که کارمندان از کارشان احساس سرخوردگی و خستگی کنند (رستگار و همکاران، ۱۳۹۷). وقتی کارمندان از نظر احساسی خسته می شوند، با عملکرد روانشناختی بهینه عمل می کنند، که منجر به کاهش توانایی درگیر شدن کامل با کار می شود. آنها دیگر قادر به "ارائه خود در سطح روانشناختی" نیستند، زیرا منابع

[1] Khokhar & Zia-Ur-Rehman
[2] Namasivayam
[3] Huang
[4] Bagheti
[5] Emotional Exhaustion
[6] Okpozo

روانشناختی آنها تهی شده است. تحقیقات قبلی به طور گسترده بر مدل صرفه جویی در منابع، استرس و فرسودگی شغلی برای توضیح مفهوم خستگی عاطفی تمرکز نموده اند. اوکپوزو و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان بررسی تأثیر رهبری اخلاقی بر جنبه های فرسودگی شغلی، نشان دادند که رهبری اخلاقی اثر منفی و معنادار بر خستگی عاطفی دارد و هر چه سطح حمایت رهبران بیشتر شود، میزان خستگی عاطفی کارکنان کاهش می یابد. ژنگ و همکاران[1] (۲۰۱۵) در پژوهش خود و در یک فریند روانشناسانه به این نتیجه دست یافتند که رهبری اخلاقی به وسیله همبستگی تیمی به صورت مستقیم بر خستگی عاطفی اثر منفی و معنادار دارد و رهبری اخلاقی می تواند سبب کاهش خستگی عاطفی شود. کارکنانی که با تجربه خستگی عاطفی روبرو می شوند، توان خود را برای مواجهه با نیازمندی های سازمانی همچون اجرای قوانین و الزامات شغلی از دست می دهند. برای مثال کارکنان صفی که با ارباب رجوع تهاجمی و پرخاشگر مواجه هستند، این امر تأثیر منفی بر قدرت عاطفی آنها گذاشته و منجر به افزایش میزان خستگی عاطفی آن ها خواهد شد (رستگار و همکاران، ۱۳۹۷). داست و همکاران (۲۰۱۸) نشان دادند که خستگی عاطفی با کاهش اثرات مستقیم بر توانمندسازی روانشناختی و تأثیرات غیرمستقیم بر موفقیت فعلی کارکنان و پتانسیل موفقیت، به تلاش های انگیزشی رهبران اخلاقی آسیب می زند. برای یادگیری اجتماعی رهبری اخلاقی، کارمندان باید مایل و قادر باشند بر اساس الگوی نقش و معنایی که رهبران اخلاقی منتقل می کنند، پردازش و عمل کنند. با این وجود، کارکنانی که دچار فرسودگی عاطفی می شوند، منابع روانشناختی کمتری برای اختصاص به تلاش های یادگیری اجتماعی دارند، زیرا در تلاش برای ادامه تعهدات روزمره کارشان هستند. به همین ترتیب، کارمندان از نظر احساسی در مورد مصرف منابع محدود خود محتاط شده و ممکن است تمایلی به تلاش برای رمزگشایی و درونی سازی پیام های رهبران اخلاقی خود نداشته باشند. آنها از نشانه های اجتماعی رهبر اخلاقی خود جدا شده و منابع را صرفاً برای اصلی ترین وظایف کاری خود صرف می کنند. به همین ترتیب، فرسودگی عاطفی با ایجاد مانع در تقلید و یادگیری کارکنان از رهبر اخلاقی، تأثیرات توانمندسازی رهبری اخلاقی را خنثی می کند. در مقابل، کارکنانی که از نظر احساسی خسته نشده اند منابع روانشناختی زیادی در اختیار دارند و قادر به صرف انرژی لازم برای درونی کردن نشانه های رهبران اخلاقی خود هستند. بنابراین فرسودگی عاطفی، روندهای یادگیری اجتماعی کارمندان را مختل کرده و رابطه مستقیم بین رهبری اخلاقی و توانمندسازی روانشناختی را تضعیف می کند (داست و همکاران، ۲۰۱۸). بنابراین:

فرضیه ۳: خستگی عاطفی رابطه میان رهبری اخلاق محور و توانمندسازی روانشناختی را تعدیل می کند.

۳-۲. انعطاف پذیری درک شده به عنوان تعدیل کننده میان کار معنادار و توانمند سازی روانشناختی

تعریف انعطاف ریشه در نظریه های فرانوگرا و نظریه های مبتنی بر منابع دارد که شامل توانایی سازمان برای نشان دادن واکنش صحیح و مؤثر به تغییرات محیط کسب وکار و همچنین توانایی پیش‌بینی تأثیر این تغییرات بر اهداف سازمان است. سیر شتابان تغییرات، سازمان ها را ناگزیر از حرکت در مسیر انعطاف پذیری کرده است. انعطاف

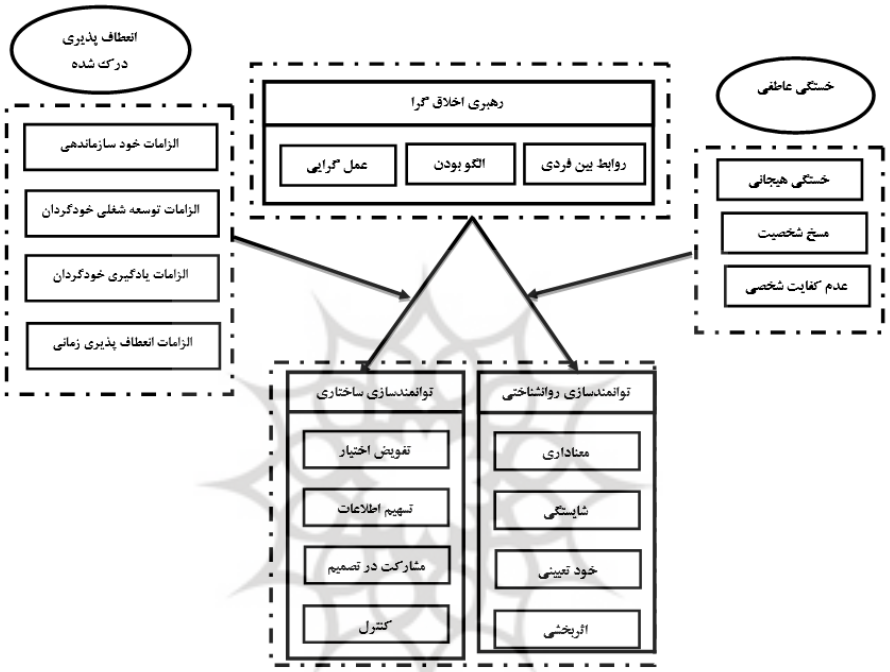
[1] Zheng

پذیری به عنوان توانایی سازمان ها برای سازگاری با تغییرات غیر قابل پیش بینی محیطی تعریف شده است و نیازمند توانایی و قابلیت لازم برای واکنش سریع نسبت به محیط است که تأثیر بسیار زیادی بر عملکرد سازمان ها دارد (غفوریان شاگردی و همکاران، ۱۳۹۷). طی سالیان اخیر، سازمان ها اهمیت و پویایی انعطاف پذیری در شکل دادن عملکرد کارکنان و بهره وری بالا را درک کرده اند (جنا[1] و همکاران، ۲۰۱۹). در واقع انعطاف پذیری منابع انسانی، میزان بهره مندی منابع انسانی سازمان از مهارت ها و الگوهای رفتاری لازم برای اتخاذ بهترین تصمیمات در محیط رقابتی است (وکیلی و همکاران، ۱۳۹۷). ادبیات، انعطاف‌پذیری درک شده را در چهار محیط از بنیان حرفه ای مورد بررسی قرار داده است: انجام وظایف؛ فرصت ها و توسعه شغلی؛ آموزش و توسعه؛ و زمان کاری. وقتی در مورد انعطاف‌پذیری بحث می شود، انجام وظایف به عنوان یک استراتژی نتیجه محور برای انگیزه دادن، سازماندهی و مدیریت کار و فعالیت های روزمره تعریف می شود. آلوین و همکاران[2] (۲۰۱۱) اصطلاح "انعطاف پذیری از طریق توانمندسازی" را برای نشان دادن اهمیت این حوزه ابداع کردند. اشفورت[3] و همکاران (۲۰۰۰) اظهار داشتند که عوامل مهم در انعطاف پذیری کار مانند استقلال برای کار طبق ترجیحات شخصی منجر به رشد توانمندی کارکنان می گردد. انعطاف پذیری کار را می توان بر اساس عوامل بسیاری مانند منابع و دسترسی به آنها؛ کنترل بر محیط کار؛ و تصمیم گیری معادل با توانمندسازی دانست. کارلس[4] (۲۰۰۴) گزارش داد که تصورات کارکنان از محیط کاری بر بینش آنها نسبت به توانمندسازی اثر می گذارد و به طور همزمان بر سطح رضایت شغلی نیز اثر خواهد داشت (جنا و همکاران، ۲۰۱۹). انعطاف پذیری و توانمندی روانی، نقش مهم و مثبتی در مبارزه با فرسودگی شغلی و خستگی عاطفی دارد. مطالعات پینس و همکاران[5] (۲۰۱۲) و بوردیاس و همکاران[6] (۲۰۱۲) نشان داد کارکنانی که از سطح بالاتری از انعطاف پذیری برخوردار هستند، احساسات توانمندی روانی بیشتری نیز تجربه می کنند که در نتیجه تأثیر مثبتی بر رفتار کاری، عملکرد شغلی و علایم فرسودگی شغلی آنان دارد. نتایج پژوهش وکیلی و همکاران (۱۳۹۷) حاکی از آن است که انعطاف پذیری منابع انسانی تأثیر مثبت و قوی بر رفتار کاری نوآورانه دارد. انتظار می رود که درک بهتر از انعطاف پذیری کار (مثلاً انعطاف پذیری زمانی، انعطاف پذیری فضایی، سیاست ها و روندهای منابع انسانی) بتواند منجر به درکی بهبود یافته از محیط کاری شخص شود که آن هم به نوبه ی خود منجر به درکی صحیح تر از توانمندسازی خواهد شد (جنا و همکاران، ۲۰۱۹). بنابراین، مطالعه حاضر پیشنهاد می کند که نقش انعطاف‌پذیری درک شده به عنوان یک متغیر تعدیل-کننده در رابطه بین رهبری اخلاقی و توانمندسازی روانشناختی بررسی گردد. بنابراین، فرضیه چهارم به صورت زیر بیان می شود که:

فرضیه ۴: انعطاف‌پذیری درک‌شده رابطه میان رهبری اخلاق محور و توانمندسازی ساختاری را تعدیل می نماید.

[1] Jena
[2] Allvin
[3] Ashforth
[4] Carless
[5] Pines
[6] Boudrias

با توجّه به مبانی نظری، پیشینه و فرضیات تحقیق، مدل مفهومی پژوهش حاضر به شکل زیر بوده و بیانگر تأثیر رهبری اخلاق‌گرا بر توانمندسازی و ابعاد آن با نقش میانجی متغیرهای انعطاف پذیری درک شده و خستگی عاطفی است.



شکل ۱. مدل مفهومی تحقیق

منبع: یافته‌های پژوهشگر

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۳. روش‌شناسی تحقیق

این تحقیق مطالعه‌ای کاربردی و در زمره پژوهش‌های توصیفی- تحلیلی می‌باشد که به صورت مقطعی و به شیوه پیمایشی انجام شده است. با توجه به اهمیت مبحث رفتار مدیران، هدف از پژوهش حاضر تأثیر رهبری اخلاق گرا بر توانمندسازی روانشناختی و ساختاری: بررسی نقش تعدیلگر متغیرهای خستگی عاطفی و انعطاف درک شده (مورد مطالعه: نهاد ریاست جمهوری اسلامی ایران) است. جامعه آماری این پژوهش مدیران نهاد ریاست جمهوری در شهر تهران هستند. در این پژوهش از آنجایی که روش‌شناسی مدل‌یابی معادلات ساختاری تا حدود زیادی با برخی از جنبه‌های رگرسیون چندمتغیره شباهت دارد، می‌توان از اصول تعیین حجم نمونه در تحلیل رگرسیون چندمتغیره برای تعیین حجم نمونه در مدل‌یابی معادلات ساختاری استفاده نمود (هومن، ۱۳۸۸). در تحلیل

رگرسیون چند متغیره نسبت تعداد نمونه (مشاهدات) به متغیرهای مستقل نباید از ۵ کمتر باشد. در غیر این صورت نتایج حاصل از معادله رگرسیون چندان تعمیم‌پذیر نخواهد بود (هومن، ۱۳۸۸). با توجه به این امر که تعداد متغیرهای مشاهده‌گر مدل بالاست و با استفاده از قاعده محافظه‌کارانه حداقل حجم نمونه برابر با 180 و بهترین نمونه بین ۱۸۰ تا ۵۴۰ نمونه است. برای گردآوری داده ها، تعداد ۵۴۰ پرسشنامه توزیع شد که از این تعداد ۳۶۳ مورد به محققان بازگشت داده شد، تعداد ۴۳ پرسشنامه به دلیل مشکلات در تکمیل و نقص اطلاعات از تحلیل کنار گذاشته شد و تعداد ۳۲۰ پرسشنامه برای تحلیل باقی ماندند که از آن ها به منظور انجام تجزیه‌وتحلیل‌های آماری استفاده شد. برای تحلیل داده‌ها از *PLS-SEM* با استفاده از نرم‌افزار *Smart PLS* استفاده شده است. این رویکرد در ابتدای کار خود به ارزیابی مدل‌های اندازه‌گیری می‌پردازد. برآوردهای *PLS* روایی و پایایی مدل‌های اندازه‌گیری را بر حسب معیارهای مطرح در مدل‌های بیرونی انعکاسی و ترکیبی ارزیابی می‌کند. وقتی که شواهد کافی مبنی بر روایی و پایایی مدل‌های اندازه‌گیری به دست آمد، می‌توان به ارزیابی مدل ساختاری (درونی) پرداخت (آذر و همکاران، ۱۳۹۱).

۱-۳. ابزار اندازه‌گیری، پایایی و روایی

در این پژوهش از دو روش اعتبار پرسشنامه با استفاده از دو روش صوری و اعتبار سازه (عاملی) استفاده شده است. روایی محتوا و ظاهری (صوری) پرسشنامه با استفاده از نظر خبرگان و روایی سازه با استفاده از بخش اندازه‌گیری مدل تحلیل عاملی تاییدی ارزیابی شد. در تحلیل عاملی تاییدی، پژوهشگر به دنبال دریافت این مطلب است که آیا سئوال‌های پژوهش قابلیت سنجش متغیر مورد نظر را دارا هستند. به منظور ارزیابی قابلیت اعتماد پرسشنامه از آزمون آلفای کرونباخ استفاده شده و نتایج حاکی از آن است که پرسشنامه از پایایی بالا برخوردار است. به‌طوری که پایایی کل پرسشنامه برابر ۰/۹۲۴ است. میزان پایایی متغیرها در جدول ۱ گزارش شده است. مدل‌های معادلات ساختاری معمولاً ترکیبی از مدل‌های اندازه‌گیری و مدل‌های ساختاری هستند که بر طبق نرم افزار پی ال اس، برازش سنجش پایایی مرکب و مقدار متوسط واریانس استخراج شده[1] محاسبه می‌گردد. مقادیر بیش از ۰/۵ برای مقدار واریانس استخراج شده (یک شاخص مهم هم‌گرایی) و بیشتر از ۰/۷ برای پایایی مرکب استفاده می‌گردد (آذر و همکاران، ۱۳۹۱).

مقادیر AVE و بار عاملی گویه‌ها در جدول ۱ که همگی در سطح بالاتر از ۰/۵ هستند و نیز پایایی مرکب (که همگی بالاتر از ۰/۷ هستند)، نشان دهنده این است که مدل اندازه‌گیری کلیه متغیرهای اصلی پژوهش از پایایی مطلوبی برخوردار است و اعتبار هم‌گرایی شاخص‌ها به متغیرهای اصلی پژوهش در سطح نسبتاً بالایی است.

[1] . Average Variance Extracted

جدول ۱. مشخصات پرسشنامه شاخص‌های پایایی و شاخص روایی همگرا

متغیر	آلفای کرونباخ	پایایی مرکب	AVE	ابعاد	علامت	تعداد سوال	آلفای کرونباخ
رهبری اخلاق گرا	۰/۷۷۶	۰/۸۰۳۲	۰/۵۷۸۱	روابط بین فردی	IN	۲	۰/۷۶۶
				الگو بودن	OL	۲	۰/۷۳۵
				عمل گرایی	PR	۲	۰/۸۴۹
توانمندسازی روانشناختی	۰/۷۹۴	۰/۷۹۱	۰/۵۹۴۴	معناداری	ME	۲	۰/۸۲۹
				شایستگی	CM	۲	۰/۸۶
				خودتعیینی	SD	۲	۰/۷۶۵
				اثربخشی	EF	۲	۰/۷۸۶
توانمندسازی ساختاری	۰/۷۵۸	۰/۷۳۵۹	۰/۵۱۹۳	تفویض اختیار	DO	۲	۰/۷۷۶
				تسهیم اطلاعات	IS	۲	۰/۹۴۳
				مشارکت در تصمیم	CD	۲	۰/۸۹۴
				کنترل	CO	۲	۰/۷۷۵
انعطاف پذیری درک شده	۰/۷۸۶	۰/۸۰۱۵	۰/۵۰۴۴	الزامات خود سازماندهی	SE	۲	۰/۷۲
				الزامات توسعه شغلی خودگردان	JO	۲	۰/۷۴۷
				الزامات یادگیری خودگردان	LE	۲	۰/۷۹۴
				الزامات انعطاف پذیری زمانی	TF	۲	۰/۷۹
خستگی عاطفی	۰/۷۵۸	۰/۷۷۵۹	۰/۵۳۶۴	خستگی هیجانی	PE	۲	۰/۸۳۲
				مسخ شخصیت	TR	۲	۰/۷۴۲
				عدم کفایت شخصی	EM	۲	۰/۹۲۷

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۲-۳. بررسی مدل های اندازه گیری متغیرهای تحقیق

قبل از وارد شدن به مرحله آزمون فرضیات و مدل های مفهومی تحقیق لازم است تا از صحت مدل‌های اندازه‌گیری متغیرهای تحقیق اطمینان حاصل شود. لذا، در ادامه مدل‌های اندازه‌گیری متغیرهای تحقیق مورد بحث قرار گرفته است. این کار توسط تحلیل عاملی تاییدی[1] صورت گرفته است. نتایج تحلیل عاملی تاییدی کلیه متغیرهای تحقیق نشان می‌دهد که کلیه مدل‌های اندازه‌گیری مناسب و کلیه اعداد و پارامتر های مدل معنادار هستند. با توجه به این که تمامی بارهای عاملی در تمامی ابعاد بزرگتر از ۰/۵ و میانگین واریانس‌های استخراجی (AVE) بیشتر از ۰/۵ است، روایی سازه از نوع روایی هم‌گرا وجود دارد. نتایج تحلیل عاملی انجام شده، در جدول ۲ ارائه شده است.

[1]. Confirmatory Factor Analysis

جدول ۲. بارهای عاملی و عدد معناداری ابعاد و سوالات پرسشنامه

متغیرها		بار عاملی	معناداری		بار عاملی	معناداری
رهبری اخلاق گرا	روابط بین فردی	۰/۵۳	۷/۷۲	۱. کارکنان می‌توانند به آنچه که می‌گویم و به تعهدات و وعده هایم اعتماد داشته باشند.	۰/۹۱	۱۴/۳۱
				۲. به زیردستان اجازه می‌دهم که در تصمیم گیری‌ها مشارکت کنند.	۰/۶۸	۱۱/۷۹
	الگو بودن	۰/۵۹	۷/۲۶	۳. پیامدهای رفتارهای غیراخلاقی خود و همکارانم را روشن می‌کنم.	۰/۷۶	۱۳/۱۶
				۴. کارکنان را مطمئن می‌کنم که از کارهای اخلاقی منسجم پیروی کنند.	۰/۷۶	۱۳/۱۵
	عمل گرایی	۰/۹۶	۱۰/۱	۵. در دستیابی به اهداف خود تمرکز دارم.	۰/۸۸	۱۸/۸۱
				۶. زیردستان را با مهارت مدیریت می‌کنم.	۰/۸۴	۱۷/۷۵
توانمندسازی روانشناختی	معناداری	۰/۷۶	۲/۹۳	۷. وظایف من به طور روشن مشخص و تعیین شده است.	۰/۸۶	۱۶/۹۲
				۸. به اهداف سازمان آگاهی دارم و آن را بخوبی درک می کنم و با آن موافقم.	۰/۸۲	۱۶/۱۲
	شایستگی	۰/۳۴	۳/۴۳	۹. مسئولیت انجام کارهای دشوار را داوطلبانه بر عهده می گیرم.	۰/۷۱	۸/۸۶
				۱۰. مشکلات و فشارهای عصبی ناشی از کار خود را همیشه به تنهایی و با موفقیت حل و فصل می کنم.	۱/۰۷	۱۰/۰۳
	خودتعیینی	۰/۳۱	۲/۴۲	۱۱. به من اجازه داده می شود تا شخصاً در انجام وظایف محوله کنترل داشته باشم.	۰/۹	۷/۸۶
				۱۲. از اینکه بخشی از تصمیمات مربوط به کارم وابسته به فرد دیگری باشد، احساس نارضایتی می‌کنم.	۰/۶۹	۷/۳۸
	اثربخشی	۰/۷۶	۲/۸۸	۱۳. همیشه برای حل مسائل و مشکلات (واحد خود) نظرات و پیشنهاداتی را ارائه می دهم.	۰/۸۲	۱۵/۱۱
				۱۴. به لحاظ کاری که باید انجام گیرد، به اندازه کافی آموزش دیده ام.	۰/۷۹	۱۴/۷۲
توانمندسازی ساختاری	تفویض اختیار	۰/۴۵	۵/۳۹	۱۵ تفویض اختیار به شکلی صورت گرفته که می توانم به شیوه دلخواه کارم را انجام دهم.	۰/۷۹	۱۱/۱۲
				۱۶. میزان اختیاراتی که مافوقم به من تفویض نموده ، مورد رضایت من است.	۰/۸	۱۱/۲۲
	تسهیم اطلاعات	۰/۴۷	۵/۹۸	۱۷. اطلاعات و منابع لازم جهت انجام کار به میزان کافی در اختیارم قرار می گیرد.	۱/۰۱	۲۱/۱۷
				۱۸. اطلاعات به میزان زیادی به اشتراک گذاشته می شود به گونه ای که هر فرد می تواند اطلاعات مورد نیاز خود را در زمانی که به آنها نیاز دارد بدست آورد.	۰/۸۸	۱۸/۲۹
	مشارکت در تصمیم	۰/۴۱	۵/۴۵	۱۹. مافوقم بستری را جهت مشارکت کارکنان در اطلاعات برای حل مشکلات ایجاد نموده است.	۰/۹۷	۱۵/۵۷

متغیرها		بار عاملی	معناداری		بار عاملی	معناداری
				۲۰. نسبت به میزان مشارکتی که اجازه دارم در تصمیمات سازمان داشته باشم، رضایت کافی دارم.	۰/۸۳	۱۴/۰۵
	کنترل	۰/۸۳	۳/۲۹	۲۱. نظارت و کنترل زیاد حاکم بر این بخش باعث کاهش کارآیی کارکنان شده است.	۰/۸	۱۴/۴۹
				۲۲. با توجه به شغلم، مافوق من کنترل و نظارت بر روی شغل مرا کاهش داده است.	۰/۷۹	۱۴/۳۵
انعطاف پذیری درک شده	الزامات خود سازماندهی	۰/۶	۱۰/۹۱	۲۳. از من انتظار می رود به طور مداوم روش کار خود را بهینه کنم.	۰/۷۵	۱۶/۱۹
				۲۴. از من انتظار می رود بدون اخذ مجوز از مافوقم تصمیم گیری کنم.	۰/۷۵	۱۶/۱۹
	الزامات توسعه شغلی خودگردان	۰/۶۸	۱۰/۵۳	۲۵. از من انتظار می رود مسئولیت حرفه ای خودم را بر عهده بگیرم.	۰/۷۴	۱۵/۷۷
				۲۶. از من انتظار می رود مسئولیت شخصی پیشرفت شغلی خود را بر عهده بگیرم.	۰/۸۱	۱۷/۶۱
	الزامات یادگیری خودگردان	۰/۸۵	۱۴/۷۳	۲۷. امکان ادامه تحصیل در اوقات فراغت برای من وجود دارد.	۰/۸	۱۸/۳۳
				۲۸. در دوره آموزش ضمن خدمت شرکت می کنم.	۰/۸۳	۱۹/۲۴
	الزامات انعطاف پذیری زمانی	۰/۵۲	۷/۱۱	۲۹. ساعات کاری و زمان حضور من در مجموعه قابلیت انعطاف دارد.	۰/۶۵	۱۱/۴۱
				۳۰. امکان اضافه کاری و حضور در خارج از ساعت اداری مرسوم و یا شب ها و آخر هفته ها وجود دارد.	۰/۸۳	۱۳/۷۶
خستگی عاطفی	خستگی هیجانی	۰/۵۳	۹/۲	۳۱. صبح که از خواب برمی‌خیزم از اینکه مجبورم روز دیگری کار کنم احساس خستگی شدید می‌کنم.	۰/۸۱	۱۸/۴۱
				۳۲. از شغلم احساس ناکامی می‌کنم.	۰/۸۸	۲۰/۵۵
	مسخ شخصیت	۰/۵۹	۹/۸۳	۳۳. احساس می‌کنم از طریق کار خود بر زندگی همکاران و مراجعان تأثیر منفی می‌گذارم.	۰/۸۲	۱۷/۶۶
				۳۴. احساس می‌کنم پرانرژی و فعال نیستم و به شیوه مؤثری قادر به حل مشکلات همکاران و مراجعان نیستم.	۰/۷۲	۱۵/۱۵
	عدم کفایت شخصی	۰/۷۱	۱۴/۴	۳۵. احساس می‌کنم کارهای ارزشمند زیادی را در این شغل به انجام نرسانده‌ام.	۰/۹۳	۲۴/۰۱
				۳۶. احساس می‌کنم از وقتی به کار پرداخته‌ام، نسبت به همکاران و مراجعان بی‌عاطفه شده‌ام.	۰/۹۳	۲۳/۸۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج تحلیل عاملی تاییدی نشان می‌دهد، تمامی سئوال‌ها روایی لازم برای سنجش متغیرهای پژوهش را دارند.

۳-۳. آزمون نرمال بودن

برای آزمون نرمال بودن داده‌ها، روش های مختلفی مورد استفاده قرار می گیرد، یکی از مناسب ترین این روش ها، استفاده از شکل توزیع و یا به عبارت دیگر محاسبه‌ی کجی و چولگی متغیرهای تحقیق است.

جدول ۳. کجی و چولگی متغیرها

	چولگی[1]	کشیدگی یا کجی[2]	وضعیت
رهبری اخلاق گرا	-۰/۱۶۱	-۰/۱۴	نرمال
توانمندسازی روانشناختی	۰/۰۸	-۰/۴۱۸	نرمال
توانمندسازی ساختاری	۰/۱۶۲	۰/۲۵۱	نرمال
انعطاف پذیری درک شده	-۰/۰۰۴	-۰/۲۴۸	نرمال
خستگی عاطفی	-۰/۱۳۱	-۰/۰۵۹	نرمال

منبع: یافته‌های پژوهشگر

مقدار چولگی و کشیدگی مشاهده شده برای متغیرها در بازه (۲، ۲-) قرار دارد. یعنی از لحاظ کجی و کشیدگی متغیرها نرمال بوده و توزیع آن‌ها متقارن است.

۴-۳. تحلیل همبستگی و روایی افتراقی متغیرهای تحقیق

همان طور که نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد میان تمامی متغیرهای تحقیق ارتباط دو به دو مثبت و معناداری وجود دارد. سطح معناداری تمامی متغیرهای تحقیق کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرض صفر رد می‌شود.

جدول ۴. ضریب همبستگی پیرسون جهت بررسی ارتباط میان متغیرها و روایی افتراقی سازه‌ها

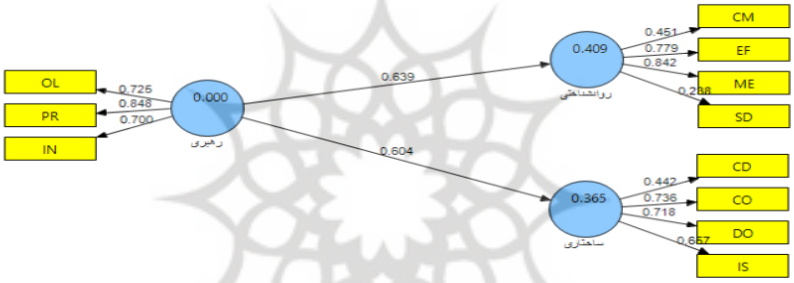
متغیر		رهبری اخلاق گرا	توانمندسازی روانشناختی
توانمندسازی روانشناختی	همبستگی	۰/۵۷۳	-----
	معناداری	۰/۰۰۰	-----
توانمندسازی ساختاری	همبستگی	۰/۵۶	۰/۷۵۸
	معناداری	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

[1].Skewness
[2].Kurtosis

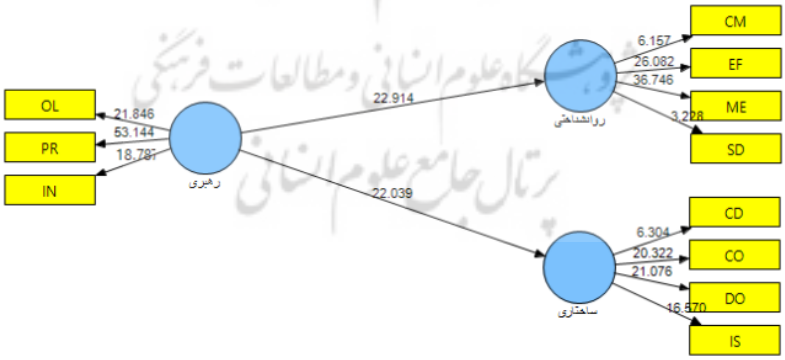
۵-۳. ارزیابی مدل ساختاری

برای ارزیابی مدل مورد مطالعه از نرم‌افزار اسمارت پی‌ال‌اس استفاده شده است. آزمون ناپارامتریک بوت‌استراپ با ۵۰۰ تکرار برای برآورد خطاهای استاندارد و آزمون فرضیات نیز بکار رفته است. معیار اساسی برای ارزیابی متغیرهای مکنون درونزا، ضریب تعیین R^2 است. مقدار R^2 (۰/۶۷، ۰/۳۳ و ۰/۱۹) در مدل‌های مسیری پی ال اس به ترتیب قابل توجه، متوسط و ضعیف می‌باشد. این مقدار برای متغیرهای توانمندسازی روانشناختی و توانمندسازی ساختاری به ترتیب برابر ۰/۴۰۹ و ۰/۳۶۵ است مقدار R^2 برای متغیرهای مکنون در سطح قابل قبولی وجود دارد (آذر و همکاران، ۱۳۹۱). هر ضریب مسیر در مدل ساختاری PLS را می‌توان معادل یک ضریب بتای استاندارد شده در رگرسیون‌های کمترین مربعات معمولی در نظر گرفت. متغیر رهبری اخلاق گرا به عنوان متغیر مکنون برونزا و متغیرهای توانمندسازی روانشناختی و توانمندسازی ساختاری متغیرهای مکنون درونزا هستند. نتایج در دو حالت عدد معناداری و ضریب مسیر در اشکال زیر نشان داده شده است.



شکل ۲. مدل در حالت ضرایب مسیر ساختاری

منبع: یافته‌های پژوهشگر



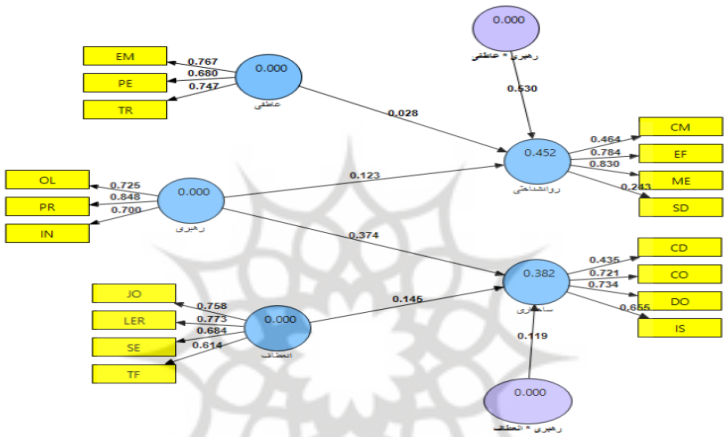
شکل ۳. مدل در حالت اعداد معناداری

منبع: یافته‌های پژوهشگر

ضریب مسیر نشان‌دهنده اثر مستقیم یک سازه بر روی سازه دیگر است. از آماره T برای آزمون فرضیات استفاده شده است که مقدار آن برای تایید یک فرضیه در سطح ۰/۰۵ حداقل باید ۱/۹۶ باشد.

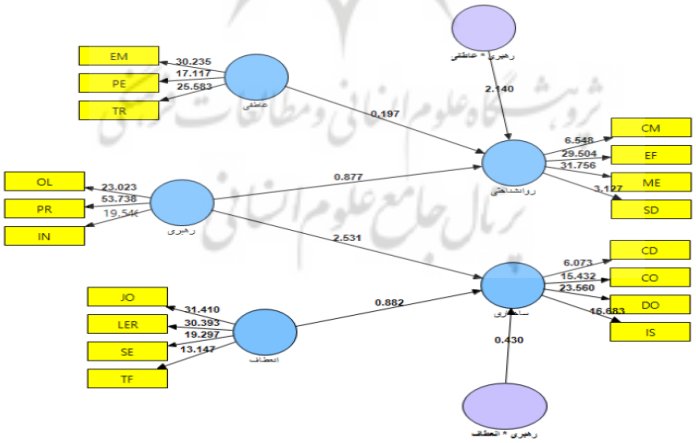
۶-۳. بررسی اثرات تعدیلگری متغیرها

برای بررسی اثرات تعدیلی متغیرها از رویکرد حاصلضربی و روش دو مرحله استفاده شد که در ادامه نتایج آن آورده شده است. اشکال زیر مدل در حالت تعدیل‌گری را نشان می دهد.



شکل ۴. مدل تعدیل گر در حالت ضرایب مسیر ساختاری

منبع: یافته‌های پژوهشگر



شکل ۵. مدل تعدیل گر در حالت اعداد معناداری

منبع: یافته‌های پژوهشگر

برای مشخص کردن اثر تعدیلی از شاخص اندازه اثر استفاده شده است. اندازه اثر f^2 به صورت نسبتی از تغییرات R^2 به روی بخشی از واریانس متغیر مکنون درونزاست که به صورت تبیین نشده در مدل باقی می‌ماند. طبق نظر کوهن (۱۹۸۸) مقادیر ۰/۰۲، ۰/۱۵ و ۰/۳۵ برای f^2 به ترتیب بیانگر اثر کوچک، متوسط و بزرگ است.

$$f^2 = (R^2_{Included} - R^2_{Excluded}) / (1- R^2_{Included})$$

جدول ۵. بررسی اندازه اثر متغیرهای تعدیلگری

	$R^2_{Included}$	$R^2_{Excluded}$	f^2	اندازه اثر
قدرت تعدیلگری خستگی عاطفی	۰/۴۵۲	۰/۴۰۹	۰/۰۷۸	تقریبا متوسط
قدرت تعدیلگری انعطاف پذیری درک شده	۰/۳۸۲	۰/۳۶۵	۰/۰۲۷۵	ضعیف

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۷-۳. برازش مدل‌ها

برای اندازه‌گیری برازش مدل اندازه‌گیری از میانگین اشتراک[1] و برای برازندگی مدل ساختاری از GOF استفاده شده است. مقدار میانگین اشتراک نشان‌دهنده درصدی از تغییرات شاخص‌هاست که به وسیله سازه متناظر توجیه می‌شود. محققان سطح قابل قبول برای اشتراک آماری را بیشتر از ۰/۵ ذکر کرده‌اند. در مدلسازی مسیری PLS معیاری برای سنجش تمام مدل وجود ندارد. با این وجود، یک معیار کلی برای نیکویی برازش (GOF) به وسیله تننهاوس و همکاران (۲۰۰۵) پیشنهاد شده است. این شاخص هر دو مدل اندازه‌گیری و ساختاری را مدنظر قرار می‌دهد و به عنوان معیاری برای پیش‌بینی عملکرد کلی مدل به کار می‌رود. این معیار به صورت میانگین هندسی R^2 و متوسط اشتراک محاسبه می‌شود:

$$GOF = \sqrt{\overline{communality} \times \overline{R^2}}$$

جدول ۶. میانگین اشتراک متغیرهای مکنون

	مدل ۱		مدل ۲	
متغیرهای مکنون	میانگین اشتراکات[2]	مقدار R^2	میانگین اشتراکات	مقدار R^2
رهبری اخلاق گرا	۰/۵۸۷۱	-----	۰/۵۸۷۱	-----
توانمندسازی روانشناختی	۰/۵۹۴۴	۰/۴۰۹	۰/۵۹۴۴	۰/۴۵۲
توانمندسازی ساختاری	۰/۵۱۹۳	۰/۳۶۵	۰/۵۱۹۳	۰/۳۸۲
انعطاف پذیری درک شده	-----	-----	۰/۵۰۴۴	-----
خستگی عاطفی	-----	-----	۰/۵۳۶۴	-----

1 Communality
2 Communality

متغیرهای مکنون	مدل ۱		مدل ۲	
	میانگین اشتراکات[۲]	مقدار R^2	میانگین اشتراکات	مقدار R^2
تعدیلگر (رهبری* انعطاف)	-----	-----	۰/۶۷۴۱	-----
تعدیلگر (رهبری* عاطفی)	-----	-----	۰/۶۸۹۲	-----
میانگین مقادیر	۰/۵۶۶	۰/۳۸۷	۰/۵۸۶۴	۰/۴۱۷
مقدار GOF	۰/۴۶		۴۹۴	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

مقادیر GOF بیشتر از آستانه ۰/۳۶ برای اندازه اثر بزرگ R^2 (کوهن، ۱۹۸۸) است. می‌توان گفت که مدل مورد مطالعه قدرت پیش‌بینی بهتری در مقایسه با سایر مقادیر آستانه (نیکویی برازش کوچک ۰/۱، نیکویی برازش متوسط، ۰/۲۵ و نیکویی برازش بزرگ ۰/۳۶) دارد. بنابراین یافته‌ها اعتبار کلی مدل را تایید می‌کند. جدول زیر خلاصه‌ای از نتایج تعدیلگری مدل در دو حالت مدل اصلی و متغیر تعدیلگر و مدل اثرات تعدیلگر را ارائه می دهد.

جدول ۷ . نتایج حاصل از مدل ها و بررسی فرضیات

	فرضیات	ضریب استاندارد	عدد معناداری	وضعیت
۱	بررسی تأثیر رهبری اخلاق گرا بر توانمندسازی روانشناختی	۰/۶۳۹	۲۲/۹۱۴	تایید
۲	بررسی تأثیر رهبری اخلاق گرا بر توانمندسازی ساختاری	۰/۶۰۴	۲۲/۰۳۹	تایید
۳	بررسی تعدیلگری خستگی عاطفی در رابطه رهبری اخلاق گرا و توانمندسازی روانشناختی	-۰/۵۳	-۲/۱۴	تایید
۴	بررسی تعدیلگری انعطاف پذیری درک شده در رابطه رهبری اخلاق گرا و توانمندسازی ساختاری	۰/۱۱۹	۲/۴۳	عدم تایید

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج نشان می‌دهد که خستگی عاطفی سبب تعدیل رابطه بین رهبری اخلاق گرا و توانمندسازی روانشناختی می گردد و نقش تعدیلگری انعطاف پذیری درک شده در رابطه رهبری اخلاق گرا و توانمندسازی ساختاری نیز معنادار بود.

۴. بحث و نتیجه گیری

امروزه با سرعت بالای تغییرات، عرصه مدیریت در جهان دستخوش تحولات و تغییرات پرشتاب و پیچیده شده است. در همین راستا مدیریت منابع انسانی در سازمان های دولتی ایران نیز به سهم خود با چالش های جدیدی روبرو شده و پاسخگویی به نیازهای سازمانی در هزاره سوم، تنها با تکیه بر سرمایه انسانی به عنوان بزرگترین

دارایی هر سازمان امکانپذیر خواهد بود. ارزش این دارایی زمانی بیش از پیش نمایان می گردد که کیفیت و توانمندی نیروی انسانی به عنوان مهمترین عامل بقاء و حیات سازمان ها در حد قابل قبولی باشد. در واقع نیروی انسانی توانمند، سازمان توانمند را به وجود می آورد. با توجه به اهمیت این امر در سناریوی دنیای امروز، بررسی عوامل مؤثر بر توانمندسازی کارکنان به منظور کنترل آنها بسیار ضروری است. بر همین اساس پژوهش حاضر به بررسی نقش رهبری اخلاق‌گرا در توانمندسازی کارکنان و درک تأثیر انعطاف‌پذیری و خستگی عاطفی به عنوان متغیرهای تعدیل‌گر در این رابطه در بین کارکنان نهاد ریاست جمهوری در شهر تهران پرداخته و ابعاد آنها را مورد بررسی قرار داده است. فرضیه اول پژوهش به بررسی تأثیر رهبری اخلاق‌گرا بر توانمندسازی روانشناختی کارکنان پرداخته است. همانطور که نتایج نشان می دهد، این فرضیه مورد تأیید است و با توسعه رهبری اخلاقی توسط مدیران نهاد ریاست جمهوری، توانمندسازی روانشناختی کارکنان تا حد زیادی توسعه می یابد. فرضیه دوم پژوهش به بررسی تأثیر رهبری اخلاق گرا بر توانمندسازی ساختاری کارکنان پرداخته است. مقدار همبستگی بین متغیرهای رهبری اخلاق گرا و توانمندسازی ساختاری برابر با ۰/۵۶ است و با توجه به سطح معناداری این فرضیه نیز تایید می شود. این امر حاکی از آن است که توسعه توانمندسازی ساختاری در سازمان مستلزم داشتن رهبری اخلاقی مناسب است و به مدیران نهاد ریاست جمهوری توصیه می شود تا با داشتن سبک رهبری اخلاقی در راستای ایجاد و توسعه سازمان بالنده و کوشا تلاش کنند. نتایج این دو فرضیه پژوهش با نتایج پژوهش های هوآنگ و همکاران (۲۰۲۰)؛ داست و همکاران (۲۰۱۸)؛ خوخار و رحمان (۲۰۱۷)، باقتی و همکاران (۲۰۱۶)؛ ناظم و همکاران (۱۳۹۹) و تاجدار (۱۳۹۸) همخوانی و مطابقت دارد. بر اساس این دو فرض پیشنهاد می شود تا در ابتدا بر مبنای موازین و معیارهای اسلامی شاخص های اخلاق و رهبری اخلاقی در نهاد ریاست جمهوری طراحی، اجرا و ارزیابی شده و مدیران از اخلاقی بودن رفتار خود با کارکنان اطمینان حاصل نمایند. در زمینه مدیریت نهاد ریاست جمهوری، باید سبک مدیریتی و رهبری اخلاقی مطرح گردد؛ یعنی در ابتدا باید مدیران مسئولیت هر کس را به صورت شفاف تشریح کنند و بر مبنای مسئولیت آن فرد از وی پاسخگویی بخواهند و این نظارت و ارزیابی بر مبنای رافت اسلامی و همچنین بر مبنای تکریم ارباب رجوع این نهاد باشد، تا تعادل مناسبی بین زندگی کاری کارکنان و پاسخگویی آن ها ایجاد شود و با این امر نه تنها رضایت ارباب رجوع این سازمان حداکثر شود، بلکه کارکنان نیز از بودن در این سازمان احساس رضایت داشته باشند و از اینکه به عنوان کارمند این سازمان در جامعه شناخته شوند، احساس غرور و عزت نفس داشته باشند. بنابراین با توجه به نتایج پژوهش در صورتی که مدیران ویژگی های رهبری اخلاقی از جمله رعایت انصاف بین کارکنان و اعضای سازمان و تسهیم قدرت در سازمان را مدنظر داشته و به هدایت اخلاقی، درستکاری، تحمل پذیری و جهت گیری مردمی توجه داشته باشند، توانمندسازی کارکنان افزایش یافته و می توان آنها را الگوی زیردستان قرار داد.

فرضیه سوم پژوهش به بررسی تعدیلگری متغیر خستگی عاطفی در رابطه رهبری اخلاق گرا و توانمندسازی روانشناختی پرداخته است. نتایج نشان داد که خستگی عاطفی سبب کاهش تأثیر رهبری اخلاقی بر توانمندسازی روانشناختی شده است و به این معناست که خستگی عاطفی، عاملی منفی در رابطه این دو متغیر است. این پژوهش با پژوهش های داست و همکاران (۲۰۱۸)؛ اگپوز و همکارانش (۲۰۱۷) و ژنگ و همکاران (۲۰۱۵) کاملاً

همخوانی داشته و مطابقت دارد. با توجه به نقش منفی خستگی عاطفی در رابطه رهبری اخلاقی و توانمندسازی روانشناختی پیشنهاد می شود تا فعالیت هایی صورت گیرد که سبب کاهش تأثیرات این مؤلفه گردد. برای این منظور به مدیران نهاد ریاست جمهوری توصیه می شود که به زیردستان اجازه دهند که در تصمیمات مهم و حیاتی تاثیرگذار باشند، این عامل سبب تقویت روحیه کارکنان شده و موجب خواهد شد تا کارکنان احساس مفید بودن در سازمان داشته باشند و برای دستیابی به تصمیماتی که خودشان در آن تأثیرگذار هستند، تعهد بالاتری داشته باشند. همچنین مدیران باید تصمیمات را بر اساس توصیه ها و گزارش هایی که از کارکنان دریافت می کند مورد بازنگری قرار دهند، بازنگری تصمیمات مدیران رضایت کارکنان از محیط کاری را افزایش خواهد داد. مدیران نهاد ریاست جمهوری باید مسئولیت چالشی به زیردستان خود دهند، البته میزان چالش این مسئولیت نباید بیش از توان کارکنان باشد. این امر بدین معناست که به کارکنان تا حد توان خود مسئولیت داده شود و از آن ها به همین میزان پاسخگویی را طلب کنند. همچنین مدیران باید به زیردستان اجازه دهند تا در تنظیم اهداف عملکردی خودشان مشارکت فعال داشته باشند. این امر سبب طراحی کارراهه شغلی توسط خودشان شده و در نتیجه تناسب شغل و شاغل سبب کاهش خستگی عاطفی آنان خواهد شد. برگزاری کارگاه های آموزشی با موضوع فرسودگی شغلی نیز از جمله پیشنهادات کاربردی به منظور کاهش خستگی عاطفی در محیط کار است.

فرضیه چهارم به بررسی نقش تعدیلگر متغیر انعطاف‌پذیری درک شده در رابطه رهبری اخلاق گرا و توانمندسازی ساختاری پرداخته است. این فرضیه نیز مورد تأیید قرار گرفت. بدین معنی که انعطاف‌پذیری می تواند رابطه رهبری اخلاق گرا و توانمندسازی را در کارکنان نهاد ریاست جمهوری تعدیل نماید. این نتیجه با پژوهش های جنا و همکاران (۲۰۱۹)؛ پینس و همکاران (۲۰۱۲) و بوردیاس و همکاران (۲۰۱۲) همخوانی دارد؛ چرا که در پژوهش های آنان نیز انعطاف پذیری عاملی موثر در بالاتر بردن سطح توانمندی کارکنان است. بر این اساس به مدیران نهاد ریاست جمهوری پیشنهاد می گردد ساختار سازمانی با بروکراسی کمتر، انعطاف در ساعات کاری، توجه به آموزش کارکنان و موفقیت های شغلی آنان را مدنظر قرار دهند. تشویق کارکنان به داشتن ابتکار عمل و خلاقیت در انجام وظایف محوله از جمله پیشنهادات کاربردی دیگر در این حوزه است.

تنها محدودیت پژوهش حاضر، شرایط دورکاری مدیران و کارکنان نهاد ریاست جمهوری ناشی از شیوع ویروس کرونا در کشور بود که برای این منظور جمع آوری داده ها از طریق ارسال پرسشنامه های الکترونیک برای مدیران و کارکنان صورت پذیرفت. در پایان به محققان پیشنهاد می شود که به بررسی تأثیرات ابعاد رهبری اخلاق گرا بر توانمندسازی با در نظر گرفتن نقش متغیرهای تعدیلگر خستگی عاطفی و انعطاف درک شده در شرکت های غیردولتی پرداخته و یافته های خود را با نتایج این پژوهش مقایسه نمایند.

منابع و مآخذ

۱) آذر، عادل. غلامزاده، رسول. قنواتی، مهدی. (۱۳۹۱). مدلسازی مسیری-ساختاری در مدیریت، انتشارات نگاه دانش.

۲) افتخاری، فرزاد. رحیمی، حمید. (۱۳۹۹). نقش میانجی توانمندسازی روانشناختی در تأثیر رهبری مثبت‌گرا بر اعتماد سازمانی (مورد مطالعه: معلمان مدارس کاشان. فصلنامه علمی مطالعات منابع انسانی. ۱۰ (۲): ۱۰۱-۱۲۴.

۳) تاجدار، سمیرا. صفرمحمدلو، شیما. (۱۳۹۸). رابطه بین رهبری اخلاقی و توانمند سازی روان شناختی با توجه به نقش تعدیلگری رفتار شهروندی سازمانی ،فصلنامه دستاوردهای نوین در مطالعات علوم انسانی. ۲ (۱۷): ۶۱-۷۶.

۴) جعفری صمیمی، احمد؛ اعظمی،کورش. (۱۳۹۳). نقش توانمندسازی اقتصادی در راهبرد اقتصاد مقاومتی در کشورهای در حال توسعه. اقتصاد مالی.120-107 ,(28)8

۵) چراغی، محمدجعفر؛ عدالتیان شهریاری، جمشید؛ کاباران زاده، محمدرضا (۱۴۰۰). ارائه مدل جهت تبیین نقش سرمایه اجتماعی در موفقیت کارآفرینی بین‌المللی، اقتصاد مالی. 232-207 ,(57)15 .

۶) رستگار، عباسعلی. فرهادی نژاد، محسن. کشاورز، محمد. (۱۳۹۷). بررسی رابطه صداقت رهبری بر خستگی عاطفی کارکنان با نقش میانجی رهبری اخلاقی در جمعیت هلال احمر سمنان. نشریه امداد و نجات. ۱۰ (۱) پیاپی (۳۷): ۸۲-۹۷.

۷) شجاع، حسین؛ مهربان پور، محمدرضا؛ جهانگیرنیا، حسین؛ غلامی جمکرای، رضا. (۱۴۰۰). ارائه مدل تاثیر سرمایه‌های فرهنگی، اجتماعی و اخلاقی بر استقلال مدیران مالی و کیفیت گزارشگری. اقتصاد مالی ,(56)15 .171-196.

۸) غفوریان شاگردی، امیر. آیباغی اصفهانی، سعید. فتاحی، محمد. (۱۳۹۷). بهبود رفتارهای کاری نوآورانه کارکنان با بهره گیری از انعطاف پذیری منابع انسانی و سرمایه روانشناختی سازمان .مدیریت نوآوری در سازمان های دفاعی. ۱ (۲): ۵۱-۷۸.

۹) ناظم، امیرحسین؛ شفائی، الهام. (۱۳۹۹). رابطه بین رهبری اخلاقی و تعهد سازمانی با توانمندسازی کارکنان دانشگاه علوم دریایی امام خمینی نوشهر به منظور ارایه راهکارهای مناسب .فصلنامه علمی آموزش علوم دریایی.180-163 ,(2)7 ,

۱۰) نصر اصفهانی، علی. غضنفری، احمد. عامری نسب، سیامک. (۱۳۹۲). رابطه بین رهبری اخلاقی و توانمندسازی کارکنان. پژوهش های مدیریت منابع انسانی. ۵ (۱) پیاپی ۱۳: ۱۰۷-۱۲۸.

۱۱) هومن، حیدر علی، (۱۳۸۸). مدل یابی معادلات ساختاری با کاربرد نرم افزار لیزرل (با اصلاحات، ناشر سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه ها (سمت) . تهران.

۱۲) وکیلی، یوسف. جعفری نیا، سعید. رفیعی، نسیم. (۱۳۹۷). تأثیر انعطاف پذیری منابع انسانی بر رفتار کاری نوآورانه: تبیین نقش میانجی سرمایه روان شناسی. مطالعات رفتار سازمانی. ۷ (۴) پیاپی (۲۸): ۳۱-۵۲.

13) Amor, A. M., Vázquez, J. P. A., & Faíña, J. A. (2020). Transformational leadership and work engagement: Exploring the mediating role of structural empowerment. European Management Journal, 38(1), 169-178.

14) Bagheti, M., & Goodarzi, A., Shahsavari, A.(2016). The Relationship between Ethical leadership and Empowerment in Administration of Youth and Sport in Kurdistan Province,9th International Congress on Physical Education and Sport Sciences, March 9-10,2016,Tehran,Iran

15) Bedi, A., Alpaslan, C. M., & Green, S. (2016). A meta-analytic review of ethical leadership outcomes and moderators. Journal of Business Ethics, 139(3), 517–536.

16) Boudrias, J. S., Morin, A. J., & Brodeur, M. M. (2012). Role of psychological empowerment in the reduction of burnout in Canadian healthcare workers. Nursing & health sciences, 14(1), 8-17.

17) Byun, G., Karau, S. J., Dai, Y., & Lee, S. (2018). A three-level examination of the cascading effects of ethical leadership on employee outcomes: A moderated mediation analysis. Journal of Business Research, 88, 44-53.
18) Dust, S. B., Resick, C. J., Margolis, J. A., Mawritz, M. B., & Greenbaum, R. L. (2018). Ethical leadership and employee success: Examining the roles of psychological empowerment and emotional exhaustion. The Leadership Quarterly, 29(5), 570-583.
19) Huang, Y., & Liu, H., Huang, L. (2020). How transformational and contingent reward leaderships influence university faculty's organizational commitment: the mediating effect of psychological empowerment, Studies in Higher Education,Routledge,Taylor&Francis Group ,1-19.
20) Jena, L. K., Bhattacharyya, P., & Pradhan, S. (2019). Am I empowered through meaningful work? The moderating role of perceived flexibility in connecting meaningful work and psychological empowerment. IIMB Management Review, 31(3), 298-308.
21) Khokhar, A. M., & Zia-ur-Rehman, M. (2017). Linking ethical leadership to employees' performance: mediating role of organizational citizenship behavior and counterproductive work behavior. Pakistan Journal of Commerce & Social Sciences, 2017;11(1).
22) Luu, T. (2019). Relationship between benevolent leadership and the well-being among employees with disabilities. Journal of Business Research, 99, 282-294.
23) Namasivayam, K., Guchait, P., & Lei, P. (2014). The influence of leader empowering behaviors and employee psychological empowerment on customer satisfaction. International Journal of Contemporary Hospitality Management.
24) Okpozo, A. Z., Gong, T., Ennis, M. C., & Adenuga, B. (2017). Investigating the impact of ethical leadership on aspects of burnout. Leadership & Organization Development Journal.
25) Pines, E. W., Rauschhuber, M. L., Norgan, G. H., Cook, J. D., Canchola, L., Richardson, C., & Jones, M. E. (2012). Stress resiliency, psychological empowerment and conflict management styles among baccalaureate nursing students. Journal of advanced nursing, 68(7), 1482-1493.
26) Rusbasan, D. R. (2013). Help boss, I'm stressed! Measuring types of perceived supervisor support and how day related to subordinates' workplace stress. USA: University of Connecticut, Storrs.
27) Shahzad, I. A., Farrukh, M., Ahmed, N. O., Lin, L., & Kanwal, N. (2018). The role of transformational leadership style, organizational structure and job characteristics in developing psychological empowerment among banking professionals. Journal of Chinese Human Resource Management.
28) Zheng, D., Witt, L. A., Waite, E., David, E. M., van Driel, M., McDonald, D. P., ... & Crepeau, L. J. (2015). Effects of ethical leadership on emotional exhaustion in high moral intensity situations. The Leadership Quarterly, 26(5), 732-748.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Financial Economics
Vol. (18) Issue (66) Spring 2024

Abstract

https://doi.org/10.30495/fed.2024.1957171.2690

The Impact of Ethical Leadership on Empowerment: A Study of the Modifying Roles of Emotional Exhaustion and Perceived Flexibility

(Case Study: Presidential Administration of the Islamic Republic of Iran)

Saeed Askari Masole [1]
Hossein Mombeini [2]

Received: 19 / December / 2023 Accepted: 27 / January / 2024

Abstract

This study examines the role of ethical leadership in employee empowerment. In today's world scenario, understanding the impact of flexibility and emotional Exhaustion is essential to building the concept of empowerment. therefore, the present study examines perceived flexibility and emotional Exhaustion as possible modifiers on the relationship between ethical leadership and employee empowerment. This research is a descriptive and survey type .a ۳۰-item questionnaire was designed and distributed in 2021 to collect data and measure variables in order to evaluate the research model. The reliability of the questionnaire was estimated to be higher than ۰.۷using Cronbach's alpha method for each part and the validity of the questionnaire was confirmed by structural validity analysis. The authors, while reviewing the theoretical foundations of the members of the statistical sample, selected them by random sampling method from among the managers of the presidential Administration of Iran in Tehran. Confirmatory factor analysis and regression analysis were performed using Smart PLS software to test the research hypotheses and examine the differences between the structures in the research. Findings showed that ethical leadership has a significant effect on psychological and structural empowerment. Also, the moderating effects of Emotional Exhaustion and Perceived Flexibility on the relationship between ethical leadership and empowerment was significant and the research hypotheses were all confirmed . Given the special characteristics of the Presidential Administration and their emphasis on ethics in order to achieve organizational perfection, the results of this study can be used by other governmental institutions.

Keywords: Empowerment, Ethical Leadership, Emotional Exhaustion and Perceived Flexibility

[1] Department of Financial Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iranaskari@iaufb.ac.ir
[2] Department of Financial Management, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (Corresponding author) h.mombeini@gmail.com

Ecj@iauctb.ac.ir

Creative Commons – Attribution 4.0 International – CC BY 4.0
Creativecommons.org

JEL classification: M12, M14, D91

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی