

رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی و خستگی شغلی با تعدیل گر معنادار بودن کار، تبادل رهبر-عضو و انسجام تیمی

پرنیا ابراهیمی لویه^۱، عبدالزهره نعامی^{۲*}، سید اسماعیل هاشمی^۳

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد روانشناسی صنعتی و سازمانی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

۲. استاد روان شناسی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

۳. استاد روان شناسی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۲۵

دریافت: ۱۴۰۲/۰۳/۰۹

The Relationship between Perceived Overqualification with Job Satisfaction and Job Boredom, and the Moderating Role of Work Meaningfulness, Member-Leader Exchange and Team Cohesion

ernia Ebrahimi Loya¹, Abdulzahra Naami^{2*}, Seyed Esmaeil Hashemi³

1. M.Sc. Student Industrial and Organizational Psychology, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran

2. Professor of Psychology, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran

3. Professor of Psychology, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran

Received: 2023/05/30

Accepted: 2023/09/16

10.30473/sc.2024.71680.2991

Abstract

The purpose of the current research was to determine the relationship between perceived overqualification with job satisfaction and job boredom, and determine the moderating role of work meaningfulness, member-leader exchange and team cohesion in the relationship between perceived overqualification with job satisfaction and job boredom. The research design was cross-sectional. The statistical sample included 180 participants that were selected by sample random sampling from a company in Tehran. The instruments included questionnaires of job satisfaction (Agho et al., 1992), perceived over qualification (Maynard et al., 2006), job boredom (Vodanovich & Kass, 1990), cohesion work (Carless & De Paola, 2000), work meaningfulness (Steger et al., 2012) and member-leader exchange (Graen & Uhl-Bien, 1995). In this research, data analysis was done by correlation and regression methods using the SPSS software. In addition, work meaningfulness, member-leader exchange, and team cohesion moderated the relationship between perceived overqualification with job satisfaction and job boredom. The inherent limitation of the present study is the cross-sectional research design, which does not provide the possibility of causal inference from the results. Although the proposed hypotheses are designed based on strong theories in the field of super-competence, the existence of reverse causality is not far from the mind. In addition, the use of only questionnaires can be another limitation of this research. It is suggested that this research be carried out in other organizations to determine the generalizability of the results. Also, based on the results obtained, to reduce the effect of the perception of over-competence on job satisfaction and fatigue, it is suggested to take measures to make work meaningful, strengthen the relationship between leaders and employees, and increase team cohesion.

Keywords: Perceived Overqualification, Job Satisfaction, Job Boredom, Work Meaningfulness, Member-Leader Exchange, Team Cohesion.

چکیده

هدف پژوهش حاضر تعیین رابطه فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی و همچنین نقش تعدیل گری معنادار بودن کار، تبادل رهبر عضو و انسجام تیمی در رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی می باشد. این پژوهش از نظر هدف از نوع کاربردی می باشد و از جنبه شیوه گردآوری داده ها از توصیفی (پیمایشی) است. جامعه آماری ۱۸۰ نفر از کارکنان یک شرکت بودند که به صورت نمونه گیری تصادفی ساده انتخاب شدند. از پرسش نامه های سنجش فراشایستگی ادراک شده (توس مینارد و همکاران، ۲۰۰۶)، خشنودی شغلی کلی (آقو و همکاران، ۱۹۹۳)، پرسش نامه خستگی شغلی (وادانویچ و کاس، ۱۹۹۰)، پرسش نامه انسجام تیمی (کارلس و دی پاولا، ۲۰۰۰)، پرسش نامه معناداری کار (استگر و همکاران، ۲۰۱۲) و پرسش نامه تبادل رهبر-عضو (گرائن و یوهل-بین، ۱۹۹۵) استفاده شد. در این پژوهش برای تحلیل داده ها از روش های همبستگی و رگرسیون با استفاده از نرم افزار SPSS انجام شد. یافته ها نشان داد که بین فراشایستگی با خشنودی شغلی همبستگی مثبت و با خستگی شغلی همبستگی منفی وجود داشت. همچنین معنادار بودن کار، انسجام تیمی و تبادل رهبر-عضو رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را تعدیل نموده اند.

کلیدواژه ها: فراشایستگی ادراک شده، خشنودی شغلی، خستگی شغلی، معنادار بودن کار، تبادل رهبر-عضو، انسجام تیمی.

*Corresponding Author: Abdulzahra Naami

Email: naamiabdol@scu.ac.ir

* نویسنده مسئول: عبدالزهره نعامی

مقدمه

فعالان حوزه مدیریت منابع انسانی همواره نسبت به برخورداری کارکنان از شرایط احراز شغل برای جایگاه‌های شغلی مختلف توجه ویژه‌ای داشتند (آفس، شانتس و ون بالن^۱، ۲۰۱۶). در گذشته نه چندان دور این توجه بیشتر معطوف به این بود که کارکنان تا چه میزان شایستگی‌های لازم را برای احراز شرایط شغلی برخوردار هستند. اما اخیراً با توجه به عواملی هم چون وضعیت نامساعد اقتصادی، تغییرات جهانی کار و افزایش سطح تحصیلات، نگرانی و مشکل مدیریت منابع انسانی سازمان‌ها این است که شمار زیادی از کارکنان از سطح تحصیلات، مهارت‌ها و قابلیت‌هایی فراتر از آنچه برای اجرای موفقیت‌آمیز شغل لازم است، برخوردار هستند (ما، گان ایگو، چن، جیانگ و دونگ^۲، ۲۰۲۰). از این پدیده جدید با عنوان فراشایستگی ادراک‌شده نام برده می‌شود. در زمان کنونی، پدیده فراشایستگی کارکنان به مسئله‌ای برای افراد و سازمان‌ها تبدیل شده است (نگوین^۳، ۲۰۱۶). فراشایستگی ادراک‌شده به میزان ادراک افراد نسبت به برخورداری آن‌ها از شایستگی‌هایی بیشتر از الزامات شغلی از نظر سطح تحصیلات، تجربه حرفه‌ای، مهارت‌ها و قابلیت‌ها اشاره دارد (جهانتاب، ویدیارثی، آناند و اردوغان^۴، ۲۰۲۳). فراشایستگی ادراک‌شده به یک مسئله جهانی تبدیل شده است. در حدود ۵۰ درصد جمعیت نیروی کار با مدارک دانشگاهی در آمریکا، ۴۰ درصد در کانادا، ژاپن، انگلستان و فرانسه و ۴۱ درصد در هندوستان و کشورهای درحال توسعه گزارش داده‌اند که نسبت به شغل خود فراشایسته هستند (پورویت و چاتورودی^۵، ۲۰۱۸). اگر چه در ایران در این زمینه آمار مشخصی و قابل استنادی وجود ندارد اما با توجه به گسترش بی‌رویه آموزش عالی با عناوین و اسامی مختلف و استقبال کارکنان سازمان‌ها و صنایع مختلف برای ادامه تحصیل بدون توجه به نیاز سازمان مربوطه، به نظر می‌رسد در کشور ما نیز این پدیده شیوع زیادی پیدا کرده است و هم اکنون یکی از چالش‌های مهم سازمان‌ها محسوب می‌شود.

فراشایستگی ادراک‌شده با پیامدهای گوناگون نگرشی و رفتاری رابطه دارد که به طور مستقیم و غیرمستقیم می‌تواند

بر روی عملکرد فردی و سازمانی تأثیر بگذارد. از آنجایی که کارکنان با فراشایستگی ادراک‌شده احتمالاً شغل خویش را جذاب و برانگیزنده نمی‌بینند، ممکن است نسبت به شغل خویش نگرش‌های منفی داشته باشند (اردوغان و بائر^۶، ۲۰۲۱). از جمله نگرش‌های شغلی می‌توان به خشنودی شغلی و تعهد عاطفی پایین نسبت به سازمان و تمایل برای ترک شغل اشاره کرد (هراری، ماناپراگادا و ویسوسواران^۷، ۲۰۱۷؛ دبوس، گروس و کلایمن^۸، ۲۰۲۰). چمبل، کاروالیو، لوپس و سزارو^۹ (۲۰۲۱) نیز نشان دادند که فراشایستگی ادراک‌شده با خستگی شغلی، فرسودگی شغلی و رفتارهای کاری غیرمولد مرتبط است. هم‌چنین دنگ، گوان، یو، اردنوگان، بائر و یائو^{۱۰} (۲۰۱۸) نشان دادند که فراشایستگی ادراک‌شده رفتار شهروندی سازمانی را کاهش می‌دهد. توماس، گونزالس روما، والس و هرناندز^{۱۱} (۲۰۲۲) نشان دادند که بین فراشایستگی ادراک‌شده با اشتیاق شغلی رابطه منفی وجود دارد. با توجه شیوع زیاد و پیامدهای منفی متعددی که فراشایستگی ادراک‌شده به همراه دارد علی‌الخصوص بر خشنودی شغلی و خستگی شغلی دارد هدف اصلی پژوهش حاضر این است که تا چه اندازه تعدیل‌هایی مانند معنادار بودن کار، تبادل رهبر-عضو و انسجام تیمی می‌توانند رابطه بین فراشایستگی ادراک‌شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را کاهش دهند.

خشنودی شغلی نگرشی است که چگونگی احساسات کارکنان را نسبت به شغلشان نشان می‌دهد. به عبارت دیگر خشنودی شغلی شاخصی است که بیانگر میزان علاقمندی کارکنان نسبت به شغلشان می‌باشد. حالتی عاطفی و مثبت است که از ارزیابی شغل یا تجارب شغلی حاصل می‌شود. به عبارت دیگر خشنودی شغلی میزان برآورده شدن انتظارات فرد از شغل خویش است (اسپکتور^{۱۲}، ۱۹۸۵).

خستگی شغلی به‌عنوان احساسات نسبتاً ثابت از فقدان علاقه و دشواری در تمرکز بر فعالیت‌های در دست اقدام تعریف می‌شود (فیشر^{۱۳}، ۱۹۹۳). در این حالت، کارکنان گزارش می‌دهند که قادر به حفظ توجه خود بر روی تکالیف در دست انجام نیستند و یا اینکه باید تلاش فوق‌العاده‌ای

6. Erdogan & Bauer

7. Harari, Manapragada & Viswesvaran

8. Debus, Gross & Kleinmann

9. Chambel, Carvalho, Lopes & Cesário

10. Deng, Guan, Wu, Erdogan, Bauer & Yao

11. Tomas, Gonzalez-Roma, Valls & Hernández

12. Spector

13. Fisher

1. Alfes, Shantz & van Baalen

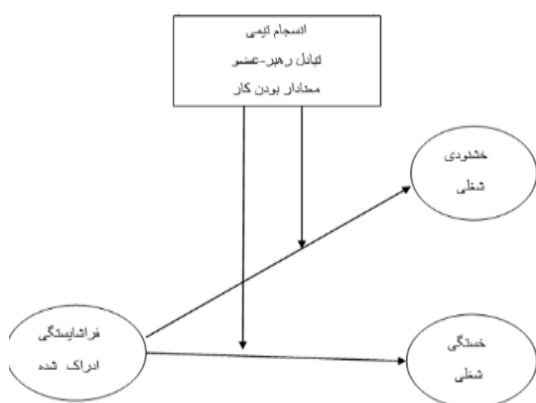
2. Ma, Ganegoda, Chen, Jiang & Dong

3. Nguyen

4. Jahantab, Vidyarthi, Anand & Erdogan

5. Purohit & Chaturvedi

گروهی است که عضو آن هستند. انسجام تیمی می‌تواند اعضای تیم را برای دستیابی به اهداف تعیین شده گروه متحد کرده و آن‌ها را به سوی کسب اهداف سوق دهد (لی و کو، ۲۰۱۹). کارون، براولی و ویدمایر^۴ (۱۹۹۸) انسجام تیمی را یک فرآیند پویا که منجر به تمایل گروه به حفظ وابستگی و ثبات قدم در تحقق اهداف جهت برآوردن نیازهای عاطفی اعضا می‌شوند، می‌دانند. بنابراین انسجام تیمی به معنی درجه و میزانی است که افراد جذب یکدیگر شده و در اهداف گروه سهیم می‌شوند (کائو، تسای، شینکه و واتسون^۵، ۲۰۱۹). آفس، شانتنس و ون بالن (۲۰۱۶) نشان دادند که معنادار بودن کار، تبادل رهبر-عضو و انسجام تیمی می‌توانند رابطه بین ادراک فراشایستگی با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را تعدیل کنند. با توجه به آنچه گفته شد الگوی مفهومی پژوهش حاضر در شکل ۱ ارائه شده است.



شکل ۱. الگوی مفهومی در پژوهش حاضر

فرضیه‌های تحقیق

- ۱- بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی رابطه منفی وجود دارد.
- ۲- بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی رابطه منفی وجود دارد.
- ۳- معنادار بودن کار رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را تعدیل می‌کند یعنی رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را کاهش می‌دهد.
- ۴- تبادل رهبر-عضو رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را تعدیل می‌کند یعنی

جهت حفظ توجه به عمل آورند. استعداد خستگی شغلی از پنج مولفه تشکیل گردیده است. مؤلفه اول تحت عنوان محرک‌های بیرونی نام‌گذاری شده است. این حیطة بیانگر این است که خستگی و بی‌علاقگی فرد آن قدر زیاد است که محرک‌های محیطی قادر به برانگیخته کردن وی نیستند. عامل دوم محرک‌های درونی است که به مشکلات مربوط به عدم توانایی ایجاد و حفظ توجه بر انجام فعالیت‌ها، عدم توانایی در پیدا کردن فعالیت‌های مورد علاقه، نداشتن ایده‌های خلاق و ناتوانی در برانگیختن خود اشاره دارد. عامل سوم به واکنش‌های عاطفی مربوط است. از جمله این واکنش‌ها می‌توان به نگرانی، بی‌علاقگی، احساس تکراری بودن فعالیت‌ها و تکالیف، عدم برانگیختگی و تحریک پذیری اشاره کرد. عامل چهارم ادراک زمان است. این عامل به نحوه استفاده از زمان برمی‌گردد. برای این افراد زمان به کندی می‌گذرد، نمی‌توانند به خوبی از زمان استفاده کنند و نمی‌توانند تکالیف خود را در زمان مقرر انجام دهند. عامل پنجم بی‌قراری است. صبر و تحمل این افراد پایین است و در مقابل موقعیت‌هایی که مستلزم صبر است، بی‌قرار می‌شوند (دوری^۱، ۱۹۸۲). معنادار بودن کار بیانگر این معنا است که کار تا چه اندازه برای کارکنان احساس ارزشمندی و مفید بودن را دارد. به عبارت دیگر ادراک این که شغلی که فرد انجام می‌دهد دارای فایده و ارزشمندی است. علاوه بر آن وقتی که تکالیف شغلی چالش برانگیز و معنادار نباشند فراشایستگی ادراک شده نیز بالاتر می‌رود (استگر^۲، ۲۰۱۷).

تبادل رهبر-عضو بر کیفیت رابطه دوطرفه میان یک سرپرست و زیردستان او تمرکز دارد. کیفیت بالای رابطه میان رهبر-عضو به ایجاد اعتماد متقابل، احترام، اثرهای متقابل، وفاداری، اتصال و حس تعلق خاطر به یکدیگر منجر می‌شود (لیو، لوک سوتنه، ژو، شی و وانگ^۳، ۲۰۱۵). زیردستان خود کمک کنند. در پاسخ، زیردستان زمان و تلاش بیشتری برای تکمیل وظایف خود به‌طور مؤثر ارائه می‌دهند. همچنین، زیر دستان اعتماد متقابل، صداقت، محبت، احترام و وفاداری ایجاد می‌کنند. مبادله رهبر-عضو براین تصور استوار است. که رهبران با هر یک از زیردستان خود روابط منحصر به فردی برقرار می‌کنند.

انسجام تیمی دربردارنده نگرش و رفتار اعضا در مورد

4. Carron, Brawley & Widmeyer
5. Kao, Tsai, Schinke & Watson

1. Drory
2. Steger
3. Liu, Luksyte, Zhou, Shi & Wang

رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را کاهش می‌دهد.
 ۵- انسجام تیمی رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را تعدیل می‌کند یعنی رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را کاهش می‌دهد.

روش پژوهش

طرح پژوهش حاضر عرضی و توصیفی است. در این تحقیقات محقق به دنبال بررسی روابط موجد بین متغیرها می‌باشد. بنابراین در پژوهش حاضر محقق به دنبال بررسی روابط موجود بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی با تعدیل گری معنادار بودن کار، انسجام تیمی و تبادل رهبر-عضو بود. جامعه پژوهش حاضر کارکنان یک سازمان در تهران است و ۱۸۰ نفر از کارکنان سازمان با روش نمونه‌گیری تصادفی ساده، انتخاب شده‌اند. بالغ بر ۶۶/۶ درصد شرکت کننده گان مرد و ۳۳/۴ زنان بودند. ۵۶/۶ درصد تحصیلات کارشناسی و ۴۳/۴ درصد دارای تحصیلات کارشناسی ارشد بودند. در این پژوهش برای تحلیل داده‌ها از روش‌های همبستگی و رگرسیون استفاده شد.

ابزار پژوهش

پرسش‌نامه خشنودی شغلی: برای سنجش خشنودی شغلی از پرسش‌نامه خشنودی شغلی آغو، پرایس و مولر^۱ (۱۹۹۲) استفاده شد. این پرسش‌نامه دارای ۶ گویه است و پاسخ‌ها براساس یک مقیاس ۵ درجه‌ای لیکرتی از کاملاً مخالف (نمره ۱) تا کاملاً موافق (نمره ۵) نمره‌گذاری می‌شوند. درخصوص اعتبار پرسش‌نامه آغو، پرایس و مولر (۱۹۹۲) ضریب همبستگی آن را با عاطفه منفی و عاطفه مثبت به ترتیب برابر با ۰/۴۵ و ۰/۴۱ محاسبه کردند. پایایی پرسش‌نامه با روش آلفای کرونباخ برابر با ۰/۹۰ بود (آغو، پرایس و مولر، ۱۹۹۲). در پژوهش حاضر برای بررسی اعتبار پرسش‌نامه از روش تحلیل عامل تأییدی استفاده گردید. شاخص‌های برازش نشان دادند که پرسش‌نامه از اعتبار مطلوبی برخوردار است. علاوه بر آن همه گویه‌ها دارای بار عاملی ۰/۶۰ به بالا هستند که در سطح ۰/۰۱ معنی‌دار بودند ($x^2/df = 2/78$; $CFI = 0/94$; $IFI = 0/07$; $RMSEA = 0/09$). پایایی پرسش‌نامه با روش آلفای کرونباخ برابر

با ۰/۸۰ محاسبه شده است.

پرسش‌نامه خستگی شغلی: این پرسش‌نامه ۲۸ ماده‌ای توسط وودانوویچ و کاس^۲ (۱۹۹۰) ساخته شده و دارای پاسخ گزینه ۷ درجه‌ای است. درجات بالاتر نشان دهنده خستگی شغلی بیشتر است. این پرسش‌نامه پنج حیطه خستگی شغلی یعنی برانگیختگی درونی، برانگیختگی برونی، واکنش‌های عاطفی، ادراک زمان و بی‌قراری را می‌سنجد. نمره‌گذاری پرسش‌نامه بر اساس طیف لیکرت ۷ درجه‌ای (کاملاً موافق=۷ تا کاملاً مخالف=۱) انجام می‌گیرد. نمره حداقل امتیاز ممکن در این پرسش‌نامه ۲۸ و حداکثر ۱۹۶ خواهد بود. در خصوص روایی پرسش‌نامه وودانوویچ و کاس (۱۹۹۰) نشان دادند که این پرسش‌نامه ارتباط مثبت معنی‌داری با افسردگی، احساس تنهایی و فقدان انگیزه تکانش، گری خصومت افسردگی و اضطراب، خشم و پرخاشگری و ناخشنودی دارد. در وودانوویچ و کاس (۱۹۹۰)، پایایی پرسش‌نامه با روش آلفای کرونباخ برای کل پرسش‌نامه ۰/۹۴ برای برانگیخته بیرونی ۰/۸۹، برانگیختگی درونی ۰/۹۲، برای ادراک زمان ۰/۹۵، واکنش‌های عاطفی ۰/۹۶ و بی‌قراری ۰/۸۵ گزارش داده‌اند. در ایران برای محاسبه روایی رابطه نعیمی (۲۰۱۱) رابطه این پرسش‌نامه را با پرسش‌نامه خشنودی شغلی (اسپکتور، ۱۹۸۵) سنجید که طیف ضرایب بین ۰/۴۸- تا ۰/۷۵- محاسبه شده که همه آن‌ها در سطح $P < 0/01$ معنادار می‌باشند. در پژوهش حاضر برای بررسی اعتبار پرسش‌نامه از روش تحلیل عامل تأییدی استفاده گردید. شاخص‌های برازش نشان دادند که پرسش‌نامه از اعتبار مطلوبی برخوردار است. علاوه بر آن همه گویه‌ها دارای بار عاملی ۰/۶۰ به بالا هستند که در سطح ۰/۰۱ معنادار بودند ($x^2/df = 2/86$; $CFI = 0/91$; $IFI = 0/08$; $RMSEA = 0/09$). پایایی پرسش‌نامه با روش آلفای کرونباخ برابر با ۰/۹۲ محاسبه شده است.

-پرسش‌نامه فراشایستگی ادراک شده: برای سنجش فراشایستگی ادراک شده از پرسش‌نامه طراحی شده توسط مینارد، جوزف و مینارد^۳ (۲۰۰۶) استفاده شد. این پرسش‌نامه دارای ۹ گویه است و براساس یک طیف لیکرتی پنج درجه‌ای (کاملاً مخالف، مخالف، نظری ندارم، موافق و کاملاً موافقم) نمره‌گذاری می‌شود. مینارد و همکاران (۲۰۰۶) پایایی پرسش‌نامه را با روش آلفای کرونباخ برابر با ۰/۸۹

2. Vodanovich & Kass
 3. Maynard, Joseph & Maynard

1. Agho, Price & Mueller

محاسبه کردند. این محققان اعتبار پرسش نامه را با روش تحلیل عوامل اکتشافی مورد بررسی قرار دادند. در ابتدا ۲۲ گویه تهیه گردید و بعد از تحلیل عوامل ۹ گویه اصلی استخراج شدند که همه این گویه ها در یم عامل قرار گرفتند و این عامل ۵۵ درصد واریانس پرسش نامه را تبیین می کرد. در پژوهش رفیعی، حدادیان و فیاضی (۲۰۲۱) پایایی آن با استفاده از روش آلفای کرونباخ ۰/۸۹ محاسبه شد. رفیعی و همکاران (۲۰۲۱) نشان دادند که همه گویه های پرسش نامه فراشاہستگی ادراک شده دارای بار عاملی بالاتر از ۰/۶۰ هستند که همه آن ها در سطح ۰/۰۰۱ معنادار هستند. در پژوهش حاضر برای بررسی اعتبار پرسش نامه از روش تحلیل عامل تأییدی استفاده گردید. شاخص های برازش نشان دادند که پرسش نامه از اعتبار مطلوبی برخوردار است. علاوه بر آن همه گویه ها دارای بار عاملی ۰/۶۰ به بالا هستند که در سطح ۰/۰۰۱ معنادار بود ($\chi^2/df = 3/75$; CFI = ۰/۹۰; IFI = ۰/۸۰; RMSEA = ۰/۹۱). پایایی پرسش نامه با روش آلفای کرونباخ برابر با ۰/۹۱ محاسبه شده است.

پرسش نامه معنادار بودن کار: پرسش نامه معنادار بودن کار توسط استگر، دیک و دافی^۳ (۲۰۱۲) ساخته شده است. دارای ۱۰ گویه است و در یک طیف لیکرتی پنج گزینه ای از «کاملاً مخالفم (۱) تا کاملاً موافقم (۵)» نمره گذاری می شود. استگر و همکاران (۲۰۱۲) نشان دادند که همه گویه ها دارای بارهای عاملی بالاتر از ۰/۶۰ بودند. علاوه بر آن ضریب آلفای کرونباخ پرسش نامه ۰/۸۰ محاسبه شد. در پژوهش حکیمی (۲۰۲۰) مقدار آلفای کرونباخ پرسش نامه ۰/۸۰ محاسبه شد. در پژوهش حاضر برای بررسی اعتبار پرسش نامه از روش تحلیل عامل تأییدی استفاده گردید. شاخص های برازش نشان دادند که پرسش نامه از اعتبار مطلوبی برخوردار است. علاوه بر آن همه گویه ها دارای بار عاملی ۰/۶۰ به بالا هستند که در سطح ۰/۰۰۱ معنادار بود ($\chi^2/df = 2/34$; CFI = ۰/۹۵; IFI = ۰/۹۵; RMSEA = ۰/۷۰). پایایی پرسش نامه با روش آلفای کرونباخ برابر با ۰/۷۰ محاسبه شده است.

پرسش نامه تبادل رهبر-عضو: در این پژوهش جهت سنجش روابط رهبر-عضو از پرسش نامه ۷ گویه که توسط گرین و اوهل بین^۴ (۱۹۹۵) طراحی شده، استفاده شد. پاسخ های این پرسش نامه بر روی طیف لیکرت ۵ درجه ای از (۱) کاملاً مخالفم تا (۵) کاملاً موافقم) نمره گذاری می شود. کاترینلی، آتابای، گونای و کانگرلی^۵ (۲۰۱۰) پایایی پرسش نامه را با روش آلفای کرونباخ برابر با ۰/۸۸ گزارش کردند. در پژوهش بهارلو، بشلیده، هاشمی شیخ شبانی و نعامی (۲۰۱۴) پایایی پرسش نامه را با روش آلفای کرونباخ

محاسبه کردند. این محققان اعتبار پرسش نامه را با روش تحلیل عوامل اکتشافی مورد بررسی قرار دادند. در ابتدا ۲۲ گویه تهیه گردید و بعد از تحلیل عوامل ۹ گویه اصلی استخراج شدند که همه این گویه ها در یم عامل قرار گرفتند و این عامل ۵۵ درصد واریانس پرسش نامه را تبیین می کرد. در پژوهش رفیعی، حدادیان و فیاضی (۲۰۲۱) پایایی آن با استفاده از روش آلفای کرونباخ ۰/۸۹ محاسبه شد. رفیعی و همکاران (۲۰۲۱) نشان دادند که همه گویه های پرسش نامه فراشاہستگی ادراک شده دارای بار عاملی بالاتر از ۰/۶۰ هستند که همه آن ها در سطح ۰/۰۰۱ معنادار هستند. در پژوهش حاضر برای بررسی اعتبار پرسش نامه از روش تحلیل عامل تأییدی استفاده گردید. شاخص های برازش نشان دادند که پرسش نامه از اعتبار مطلوبی برخوردار است. علاوه بر آن همه گویه ها دارای بار عاملی ۰/۶۰ به بالا هستند که در سطح ۰/۰۰۱ معنادار بودند ($\chi^2/df = 3/12$; CFI = ۰/۹۰; IFI = ۰/۹۰; RMSEA = ۰/۰۹). پایایی پرسش نامه با روش آلفای کرونباخ برابر با ۰/۷۸ محاسبه شده است.

پرسش نامه انسجام تیمی: در پژوهش حاضر، از پرسش نامه انسجام تیمی کارلس و دی پائولا^۱ (۲۰۰۰) برای سنجش انسجام تیمی استفاده شد. این پرسش نامه ۱۰ گویه دارد و ۳ خرده مقیاس انسجام وظیفه ای (۴ گویه) انسجام اجتماعی (۴ گویه) و گرایش فردی به گروه (۲ گویه) می باشد. پاسخ ها در این پرسش نامه، بر روی طیف لیکرتی پنج درجه ای از (۱) کاملاً مخالفم تا (۵) کاملاً موافقم) قرار دارند. ماده های ۷، ۶، ۴، ۳، ۲ و ۸ به صورت معکوس نمره گذاری می شوند. حداقل و حداکثر نمره برای کل پرسش نامه به ترتیب ۱۰ و ۵۰ است. کارلس و دی پائولا (۲۰۰۰) برای بررسی اعتبار پرسش نامه از روش تحلیل عوامل اکتشافی استفاده کرد و نشان داد که ۱۰ گویه به دست آمده فقط بر روی یک عامل قرار گرفتند و ارزش ویژه به دست آمده برای این عامل ۵۱ درصد بود. همچنین بعد از آن از روش تحلیل عامل تأییدی استفاده کرد و نشان داد که مدل یک عامل نسبت به مدل های دو، سه و چهار عامل از برازش مطلوبی برخوردار است. سانچز و یورباسو^۲ (۱۹۹۹) پایایی پرسش نامه را روش آلفای کرونباخ برابر با ۰/۷۰ محاسبه کردند. همچنین این محققان ضریب همبستگی این پرسش نامه را با پرسش نامه اثربخشی تیمی ۰/۶۰ و با

3. Steger, Dik & Duffy

4. Graen & Uhl-Bien

5. Katrinli, Atabay, Gunay & Cangarli

1. Carless & De Paola

2. Sánchez & Yurrebaso

روش آفای کرونباخ برابر با ۰/۸۷ محاسبه شده است. (RMSEA = ۰/۰۳؛ IFI = ۰/۹۷) پایایی پرسش‌نامه با

یافته‌ها

در جدول ۱، میانگین، انحراف معیار و ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرها ارائه شده است.

تصنیف برابر با ۰/۸۶ و ۰/۷۹ محاسبه کردند. در پژوهش حاضر برای بررسی اعتبار پرسش‌نامه از روش تحلیل عامل تأییدی استفاده گردید. شاخص‌های برازش نشان دادند که پرسش‌نامه از اعتبار مطلوبی برخوردار است. علاوه بر آن همه گویه‌ها دارای بار عاملی ۰/۶۰ به بالا هستند که در سطح ۰/۰۰۱ معنادار بود ($\chi^2/df = ۱/۴۵$; $CF = ۰/۹۷$)

جدول ۱. میانگین، انحراف معیار و ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرهای تحقیق

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۱- فراشایستگی	۲۸/۸۰	۷/۲۵	۱/۱۵	۰/۹۸	-					
۲- معنادار بودن کار	۳۸/۳۶	۳/۶۳	-۰/۵۵	۰/۰۵	-۰/۵۳۳**	-				
۳- تبادل رهبر-عضو	۲۷/۱۱	۲/۷۶	-۰/۶۲	۰/۰۴	-۰/۶۴۹**	۰/۵۱**	-			
۴- انسجام تیمی	۴۲/۱۶	۷/۹۷	-۰/۷۷	-۰/۰۵	-۰/۶۳۳**	۰/۴۸**	۰/۵۱**	-		
۵- خشنودی شغلی	۱۸/۲۲	۲/۷۴	-۰/۳۴	-۰/۱۵	-۰/۴۳۷**	۰/۳۷**	۰/۴۱**	-۰/۳۴**	-	
۶- خستگی شغلی	۱۱۳/۰۱	۲۱/۳۰	۰/۷۱	-۰/۱۳	۰/۶۱۲**	-۰/۳۶**	-۰/۴۲**	-۰/۴۱**	-۰/۳۴**	-

** P < ۰/۰۱

خشنودی شغلی کارکنان با تعدیلگری معنادار بودن کار رابطه وجود دارد. ΔR^2 برابر ۰/۰۲۸ می‌باشد.

نمودار ۱ نشان می‌دهد که با افزایش معنادار بودن کار، رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی کاهش می‌یابد. در جدول ۳ نتایج تعدیل‌گری معنادار بودن کار بر رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خستگی شغلی ارائه شده است.

مطابق نتایج جدول ۳ مقدار ضریب همبستگی چندگانه با اضافه شدن متغیر تعاملی افزایش یافته است و با توجه به معنادار بودن پیش‌بینی‌کنندگی متغیر مضروب، فرضیه پژوهش تأیید می‌شود. به عبارت دیگر بین فراشایستگی با خستگی شغلی کارکنان با تعدیلگری معنادار بودن کار رابطه وجود دارد. ΔR^2 برابر ۰/۱۹ می‌باشد. بر این اساس فرضیه سوم تأیید می‌گردد.

نمودار ۲ نشان می‌دهد که با افزایش معنادار بودن کار، رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خستگی شغلی کاهش می‌یابد.

تبادل رهبر عضو رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی و خستگی شغلی را تعدیل می‌کند یعنی رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی و خستگی شغلی را کاهش می‌دهد.

جدول ۱ نشان می‌دهد ضرایب همبستگی بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی (-۰/۴۳۷) و با خستگی شغلی (۰/۶۱۲) معنادار بودند. بر این اساس فرضیه ۱ و ۲ تأیید شدند. علاوه بر آن رابطه بین معنادار بودن کار، تبادل رهبر-عضو و انسجام تیمی با خشنودی شغلی مثبت و با خستگی شغلی منفی و معنادار بودند.

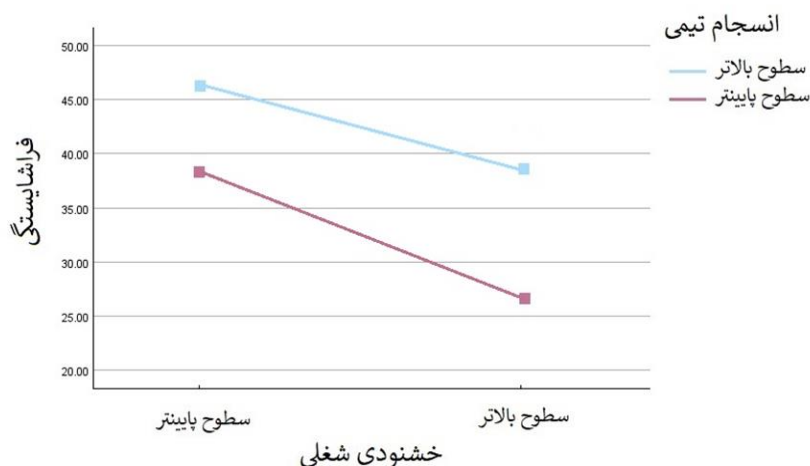
جهت بررسی فرضیه‌های تعدیل‌گر رگرسیون سلسله مراتبی چندگانه مورد استفاده قرار گرفت. در همه موارد متغیر مستقل و تعدیل‌گر در مرحله اول و متغیر تعاملی (حاصل ضرب نمرات متغیرهای پیش‌بین و تعدیل‌گر) در مرحله دوم وارد مدل رگرسیونی شدند.

معنادار بودن کار رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را تعدیل می‌کند یعنی رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی را کاهش می‌دهد. نتایج مربوط به این فرضیه در جدول‌های ۲ و ۳ و نمودار ۱ و ۲ ارائه شده است.

مطابق نتایج جدول ۲ مقدار ضریب همبستگی چندگانه با اضافه شدن متغیر تعاملی افزایش یافته است و با توجه به معنادار بودن پیش‌بینی‌کنندگی متغیر مضروب، فرضیه پژوهش تأیید می‌شود. به عبارت دیگر بین فراشایستگی با

جدول ۲. تعدیل‌گری معنادار بودن کار بر رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی

معنی‌داری	T	Beta	B	R ²	R	متغیر ملاک	متغیرهای پیش‌بین
۰/۰۰۱	-۴/۶۸	-۰/۸۵	-۰/۳۲	۰/۳۷	-۰/۶۰	خشنودی شغلی	فراشایستگی
۰/۰۰۱	-۵/۳۵	-۰/۹۷	-۰/۰۰۹	۰/۳۹	-۰/۶۳	خشنودی شغلی	فراشایستگی*معنای کار



نمودار ۱. تعدیل‌گری معنادار بودن کار بر رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی

جدول ۳. تعدیل‌گری معنادار بودن کار بر رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خستگی شغلی

متغیرهای پیش‌بین	متغیر ملاک	R	R ²	B	Beta	T	معنی‌داری
فراشایستگی	خستگی شغلی	۰/۴۰	۰/۱۶	۱/۲۰	۰/۴۱	۲/۸۴	۰/۰۰۵
فراشایستگی*معنای کار		۰/۴۳	۰/۱۸	۰/۰۲	۰/۲۸	۱/۹۸	۰/۰۴۹



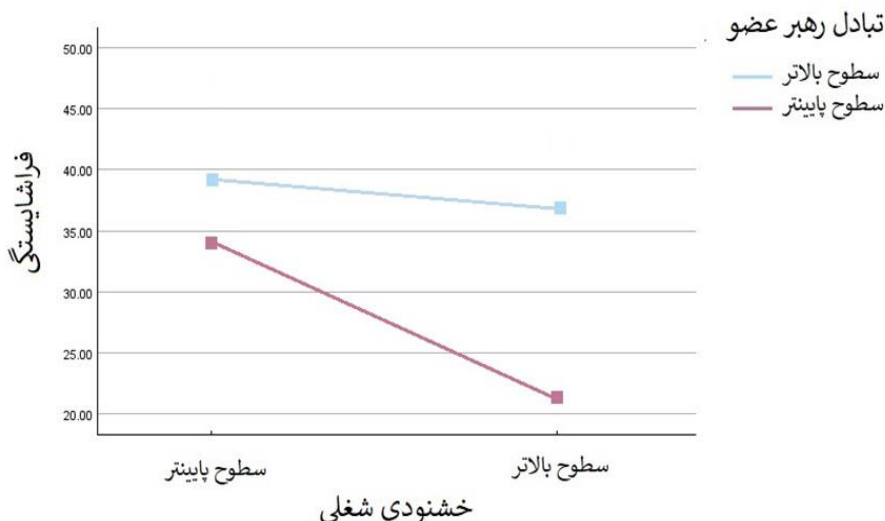
نمودار ۲. تعدیل‌گری معنادار بودن کار بر رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خستگی شغلی

خشنودی شغلی کارکنان با تعدیلگری تبادلی رهبر-عضو رابطه وجود دارد. ΔR^2 برابر ۰/۰۲۸ می‌باشد. نمودار ۳ نیز نشان می‌دهد که با افزایش تبادلی رهبر، رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی کاهش می‌یابد. در جدول ۵ نتایج تعدیل‌گری تبادلی رهبر-عضو بر رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خستگی شغلی ارائه شده است.

جهت بررسی این فرضیه همان‌طور که در جدول ۴ ملاحظه می‌شود، متغیر مستقل و تعدیل‌گر در مرحله اول و متغیر تعاملی (حاصل ضرب نمرات متغیرهای پیش‌بین و تعدیل‌گر) در مرحله دوم وارد مدل رگرسیونی شدند. مطابق نتایج جدول ۴ مقدار ضریب همبستگی چندگانه با اضافه شدن متغیر تعاملی افزایش یافته است و با توجه به معنادار بودن پیش‌بینی‌کنندگی متغیر مضروب، فرضیه پژوهش تأیید می‌شود. به عبارت دیگر بین فراشایستگی با

جدول ۴. تعدیل‌گری تبادله‌ر رهبر-عضو بر رابطه بین فراشایستگی ادراک‌شده با خشنودی شغلی

معنی‌داری	T	Beta	B	R ²	R	متغیر ملاک	متغیرهای پیش‌بین
۰/۰۱۳	-۱/۵۴	-۰/۳۵	-۱/۰۹	۰/۳۵	-۰/۵۹	خشنودی شغلی	فراشایستگی
۰/۰۳۱	۱/۰۲	-۰/۱۸	-۰/۰۸	۰/۳۸	-۰/۶۲	خشنودی شغلی	فراشایستگی*تبادله‌ر عضو-رهبر



نمودار ۳. تعدیل‌گری تبادله‌ر رهبر-عضو بر رابطه بین فراشایستگی ادراک‌شده با خشنودی شغلی

جدول ۵. تعدیل‌گری تبادله‌ر رهبر-عضو بر رابطه بین فراشایستگی ادراک‌شده با خستگی شغلی

معنی‌داری	T	Beta	B	R ²	R	متغیر ملاک	متغیرهای پیش‌بین
۰/۰۰۱	۴/۶۸	۰/۸۵	۰/۳۲	۰/۳۷۰	۰/۶۰۹	خستگی شغلی	فراشایستگی
۰/۰۰۱	۵/۳۵	۰/۹۷	۰/۰۰۹	۰/۳۹۹	۰/۶۳۲	خستگی شغلی	فراشایستگی*تبادله‌ر عضو-رهبر

پژوهش تأیید می‌شود. به عبارت دیگر بین فراشایستگی با خشنودی شغلی کارکنان با تعدیل‌گری انسجام تیمی رابطه وجود دارد. ΔR^2 برابر ۰/۰۲۹ می‌باشد.

نمودار ۵ نیز نشان می‌دهد که با افزایش انسجام تیمی، رابطه بین فراشایستگی ادراک‌شده با خشنودی شغلی کاهش می‌یابد.

مطابق نتایج جدول ۷ مقدار ضریب همبستگی چندگانه با اضافه شدن متغیر تعاملی افزایش یافته است و با توجه به معنادار بودن پیش‌بینی‌کنندگی متغیر مضروب، فرضیه پژوهش تأیید می‌شود. به عبارت دیگر بین فراشایستگی با خستگی شغلی کارکنان با تعدیل‌گری انسجام تیمی رابطه وجود دارد. ΔR^2 برابر ۰/۰۳۷ می‌باشد. بر این اساس فرضیه پنج تأیید می‌گردد.

نمودار ۶ نیز نشان می‌دهد که با افزایش انسجام تیمی، رابطه بین فراشایستگی ادراک‌شده با خستگی شغلی کاهش می‌یابد.

مطابق نتایج جدول ۵ مقدار ضریب همبستگی چندگانه با اضافه شدن متغیر تعاملی افزایش یافته است و با توجه به معنادار بودن پیش‌بینی‌کنندگی متغیر مضروب، فرضیه پژوهش تأیید می‌شود. به عبارت دیگر بین فراشایستگی با خستگی شغلی کارکنان با تعدیل‌گری تبادله‌ر رهبر-عضو رابطه وجود دارد. ΔR^2 برابر ۰/۰۲۹ می‌باشد. بر این اساس فرضیه چهار تأیید می‌گردد.

نمودار ۴ نیز نشان می‌دهد که با افزایش تبادله‌ر رهبر-عضو، رابطه بین فراشایستگی ادراک‌شده با خستگی شغلی کاهش می‌یابد. انسجام تیمی رابطه بین فراشایستگی با خشنودی و خستگی شغلی را تعدیل می‌کند. در جدول‌های ۶ و ۷ نتایج مربوط به این فرضیه ارائه شده است.

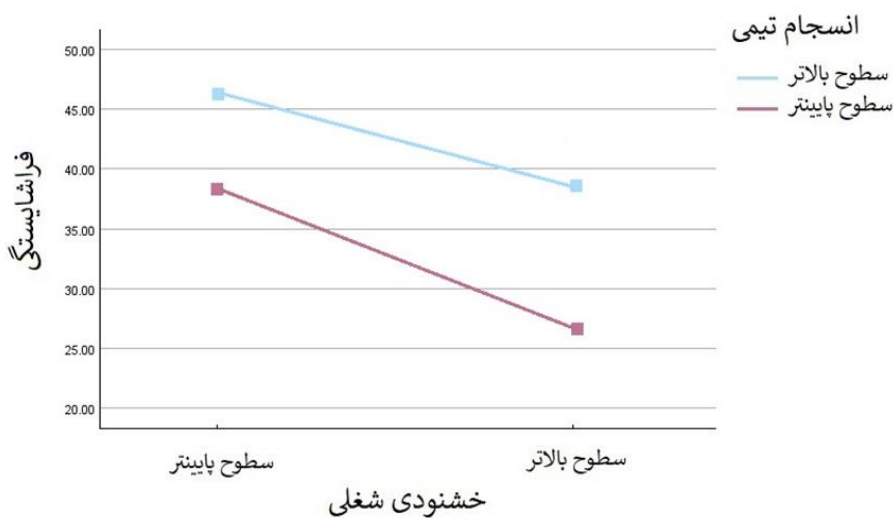
مطابق نتایج جدول ۶ مقدار ضریب همبستگی چندگانه با اضافه شدن متغیر تعاملی افزایش یافته است و با توجه به معنادار بودن پیش‌بینی‌کنندگی متغیر مضروب، فرضیه



نمودار ۴. تعدیل‌گری تبادل رهبر-عضو بر رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خستگی شغلی

جدول ۶. تعدیل‌گری انسجام تیمی بر رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی

معنی‌داری	T	Beta	B	R ²	R	متغیر ملاک	متغیرهای پیش‌بین
۰/۰۱۰	-۲/۱۷	-۰/۳۶	-۱/۰۲	۰/۳۸	-۰/۶۱	خشنودی شغلی	فراشایستگی
۰/۰۳۱	-۱/۹۹	-۰/۲۴	-۰/۰۴	۰/۴۱	-۰/۶۴	خشنودی شغلی	فراشایستگی * انسجام تیمی



نمودار ۵. تعدیل‌گری انسجام تیمی بر رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی

جدول ۷. تعدیل‌گری انسجام تیمی بر رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خستگی شغلی

معنی‌داری	T	Beta	B	R ²	R	متغیر ملاک	متغیرهای پیش‌بین
۰/۰۰۱	۳۴/۳۸	۱/۸۲	۵/۳۶	۰/۶۵	۰/۸۰	خستگی شغلی	فراشایستگی
۰/۰۰۱	۴۸/۹۵	۲/۵۹	۰/۱۱	۰/۶۹	۰/۸۳	خستگی شغلی	فراشایستگی * انسجام تیمی



نمودار ۶. تعدیل‌گری انسجام تیمی بر رابطه بین فرشایستگی ادراک‌شده با خستگی شغلی

بحث و نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر رابطه بین ادراک فرشایستگی با خشنودی و خستگی شغلی با تعدیل‌گری نعدادار بودن کار، تبادل رهبر-عضو و انسجام تیمی انجام گرفت. فرضیه‌های اول و دوم حاکی از این بودند که فرشایستگی ادراک‌شده رابطه منفی با خشنودی شغلی و رابطه مثبت با خستگی شغلی دارد. این دو فرضیه بر اساس یافته‌های آماری به‌دست‌آمده مورد تأیید قرار گرفتند. یافته‌های به‌دست‌آمده با تحقیقات هراری، مانا پراگادا و ویسوسواران (۲۰۱۷)؛ دیوس، گروس و کلایمن (۲۰۲۰)؛ چمیل، کاروالیو، لوپس و سزارو (۲۰۲۱) هماهنگ است. برای تبیین رابطه بین فرشایستگی ادراک‌شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی می‌توان به نظریه‌های تطابق شخص-شغل، فقدان برانگیختگی محیطی و محرومیت نسبی استناد کرد. نظریه تطابق شخص-محیط مطرح می‌کند که پیامدهای مثبت و بهزیستی حاصل تطابق بین شخص و محیط می‌باشد (ادواردز، کاپلان و ون هریسون، ۱۹۹۸). تطابق شخص-شغل نوع خاصی از تطابق شخص-محیط است که متضمن انطباق الزامات شغلی و مهارت، دانش و توانایی کارکنان است (وار و اینس اوغلو، ۲۰۱۲). بر اساس این نظریه اگر مهارت، دانش و توانایی کارکنان فراتر از الزامات شغلی باشد حالت‌هایی مانند خستگی

و ناخرسندی شغلی پدید می‌آید. بر اساس چارچوب نظریه تطابق شخص-شغل، ادراک فرشایستگی به عنوان نوعی عدم تطابق بین شخص و شغل محسوب می‌شود (لیو، لوک سوتنه، ژو، شی و وانگ، ۲۰۱۵). لیو و وانگ^۳ (۲۰۱۲) مطرح کردند که ادراک فرشایستگی به این دلیل با خستگی شغلی ارتباط دارد که چون در حالت فرشایستگی امکان استفاده از دانش، مهارت و توانمندی‌ها وجود ندارد. فقدان برانگیختگی محیطی نیز به عنوان یکی از عواملی است که باعث می‌شود فرشایستگی به خستگی و ناخشنودی شغلی منجر شود. فقدان برانگیختگی در محل کار ناشی از فقدان ویژگی‌های مطلوب شغل مانند تنوع تکلیف، پیچیدگی تکلیف، هویت تکلیف و بازخورد است (هو، اردوگان، باوئر، جیانگ، لیو و لی^۴، ۲۰۱۵). محرومیت نسبی رابطه منفی بین فرشایستگی ادراک‌شده و خشنودی شغلی را تبیین می‌کند. این نظریه مطرح می‌کند که زمانی که کارکنان بین پیامدهای دریافتی و پیامدهای مورد انتظار فاصله‌ای را احساس کنند و همچنین تجارب گذشته آن‌ها را به برخورداری بیشتر از آنچه که هست رهنمود می‌سازد، احساس محرومیت نسبی می‌کنند و این محرومیت نسبی آن‌ها را از لحاظ شغلی ناخرسند می‌نماید. کارکنان با فرشایستگی ادراک‌شده بالا انتظار دارند که مشاغل به آن‌ها محول شوند که بتوانند به‌طور کامل از

3. Liu & Wang

4. Hu, Erdogan, Bauer, Jiang, Liu & Li

1. Edwards, Caplan & Van Harrison

2. Warr & Inceoglu

اعتقاد دارند که رهبرانشان منابع مادی را برای آن‌ها فراهم می‌آورند. این منابع مادی باعث می‌شوند که این نوع از کارکنان احساس کنند که از آنچه سزوار آن هستند، کمتر محروم هستند بنابر این رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی و خستگی شغلی کاهش می‌یابد. برای مثال رهبران این نوع کارکنان ممکن است در آینده فرصت‌های ترفیح بیشتری برای آن‌ها فراهم کنند به نحوی که ادراک فراشایستگی از بین برود و این باعث می‌شود از شغل خود احساس رضایت بیشتری کنند و کمتر شغل خود را خسته‌کننده ارزیابی کنند (سیبرت، اسپرو و لیدن، ۲۰۰۳). سیبرت، اسپرو و لیدن (۲۰۰۳) نشان دادند که کارکنانی که احساس می‌کنند روابط باکیفیتی با رهبران خود دارند به احتمال بیشتر با شبکه رهبرانشان یکپارچه می‌شوند که این امر این اطمینان را به آن‌ها القاء می‌کند که رهبران در آینده تکالیف چالش‌برانگیز و فرصت‌های رشد بیشتری برای آن‌ها فراهم می‌کنند و به این ترتیب ناخرسندی و خستگی شغلی آنان کاهش می‌یابد. تدارک تکالیف چالش‌برانگیز یا دیگر فرصت‌های رشد وضعیت فعلی این نوع کارکنان را تغییر نمی‌دهد اما آن‌ها را برای برداشتن یک قدم برای کسب یک جایگاه شغلی مناسب آماده می‌سازد. بنابراین کارکنان با ادراک فراشایستگی که رابطه مطلوبی با رهبر خود دارند اعتقاد پیدا می‌کنند که زمینه پیشرفت کاراهه شغلی آن‌ها محفوظ است و این عامل احساس محرومیت نسبی را کاهش و رضایت شغلی را افزایش و خستگی شغلی را کاهش می‌دهد. علاوه بر منابع مادی، روابط مبادله رهبر-عضو با کیفیت بالا می‌تواند منابع غیر مادی نیز فراهم کند. در روابط مبادله رهبر-عضو با کیفیت بالا رهبر با حمایت هیجانی-اجتماعی مانند توجه و تقدیر از موفقیت‌های کارکنان با ادراک فراشایستگی، احساس محرومیت از برخی چیزها که شایسته آن هستند را کاهش می‌دهد و به این ترتیب خرسندی شغلی را افزایش و خستگی شغلی آن‌ها را کاهش می‌دهد. بنابر این روابط مبادله رهبر-عضو با کیفیت بالا معادله اثر منفی فراشایستگی را کاهش دهد چون احساس محرومیت نسبی را به حداقل می‌رساند (ریتز، شانتس، آلفس و آرشوف، ۲۰۱۲). همچنین پیروانی که در یک رابطه رهبر-عضو با کیفیت بالا قرار دارند، از تعاملات صادقانه و باز لذت بیشتری می‌برند، به منابع بیشتری در دسترسی دارند و

توانمندی‌ها و استعداد‌های خود بهره برداری کنند و مشاغل به آن‌ها محول شوند که سزوار آن‌ها باشند. هرچه این محرومیت نسبی بیشتر باشد، احساس ناکامی بیشتر می‌شود که نتیجه آن افزایش نگرش‌های منفی از قبیل ناخشنودی شغلی می‌باشد (فلدمن، لیانا و بولینو، ۲۰۰۲).

فرضیه سه مطرح می‌کند که معنادار بودن کار رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را تعدیل می‌کند یعنی رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را کاهش می‌دهد. نتایج مربوط به این فرضیه نیز تأیید شده و نشان داده شد که معنادار بودن کار رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را تعدیل نمود و رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را کاهش داد. این یافته با نتایج پژوهش آلفس، شانتس و ون بالن (۲۰۱۶) هماهنگ است. معنادار بودن کار که دربرگیرنده ویژگی‌های مطلوب شغل مانند تنوع تکلیف، پیچیدگی تکلیف، هویت تکلیف و بازخورد است، به‌عنوان یک عامل تعدیل گر می‌تواند رابطه بین ادراک فراشایستگی و خستگی شغلی را کاهش دهد (لیو و وانگ، ۲۰۱۲). به کمک معنادار بودن شغل امکان استفاده از توانمندی‌های فردی و نیز فرصت‌های یادگیری بیشتر فراهم می‌آید و به این ترتیب رابطه بین ادراک فراشایستگی و خستگی شغلی کاهش می‌یابد. افزایش معنادار بودن کار می‌تواند ارتباط بین ادراک فراشایستگی و خستگی شغلی را کاهش دهد چون معنادار بودن کار باعث می‌شود کارکنان چشم‌انداز روشن و مشترکی نسبت به اهداف سازمانی پیدا می‌کنند.

فرضیه چهار مطرح می‌کند که تبادل رهبر-عضو رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را تعدیل می‌کند یعنی رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را کاهش می‌دهد. نتایج به‌دست آمده نشان دادند که این فرضیه نیز مورد تأیید قرار گرفت و نشان داده شد که تبادل رهبر-عضو رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را تعدیل نمود یعنی رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را کاهش داد. این یافته با نتایج پژوهش آلفس، شانتس و ون بالن (۲۰۱۶) هماهنگ است. در تبیین این فرضیه می‌توان گفت که کارکنان فراشایسته که رابطه کیفی بالایی با رهبر خود دارند،

نیازهای مربوط عزت نفس، تأیید و مراقبت، احترام و حمایت همکاران را تأمین می‌کند. اعضای با فراشایستگی در تیم‌های منسجم احساس ارزشمندی بیشتری در کار می‌کنند چون با اعضای تیم رابطه خوبی دارند و اعضای تیم هم‌دیگر را یاری و کمک می‌کنند. اما آن‌هایی که به تیم‌های با انسجام کمتر تعلق دارند، فاقد حمایت کافی هستند و ممکن است ارزشمندی کمی احساس کنند. بنابراین می‌توان گفت که روابط بین فردی مادی و غیرمادی بین کارکنان می‌تواند رابطه بین ادراک فراشایستگی با خشنودی و خستگی شغلی را کاهش دهد (شور، بومر، راثو و سئو، ۲۰۰۹).

در قالب مفهوم حمایت محسوس و عینی، اعضای تیم حمایت اطلاعات مربوط به تکلیف از قبیل ارائه پیشنهادها در مورد شیوه‌های حل مشکلات شغلی و حمایت رفتاری مانند کمک در اتمام تکلیف محوله فراهم می‌کنند. این دو نوع فعالیت می‌تواند اثر منفی فراشایستگی بر خرسندی شغلی را تضعیف کنند. برای مثال حمایت شغلی باعث می‌شود که حمایت بیشتری از دیگر اعضا دریافت کنند و موجب افزایش خرسندی شغلی اعضای تیم می‌گردد. علاوه بر آن حمایت رفتاری باعث می‌شود که کارکنان با ادراک فراشایستگی برخی اطلاعات را با یکدیگر به اشتراک بگذارند و به این ترتیب نقش‌های شغلی جدیدی یاد بگیرند که همه این موارد می‌توانند خرسندی شغلی آن‌ها را افزایش دهد. این حمایت‌های محسوس و عینی میزان رضایت شغلی آن‌ها را افزایش می‌دهد (گرستنه و دی، ۱۹۹۷).

با توجه به منابع غیرمحسوس و عینی، انسجام تیمی، حمایت هیجانی مانند تشویق و قدردانی فراهم می‌کند. علاوه بر آن حس هدفمندی را افزایش می‌دهد و موقعیت شغلی را لذت‌بخش‌تر می‌کند. یک تیم منسجم می‌تواند ادراک از خود کاهش یافته را در کارکنان فراشایسته تثبیت یا افزایش دهد. حس محرومیت نسبی به این صورت کاهش می‌یابد و این امر خشنودی شغلی را افزایش می‌دهد. حمایت از کارکنان فرا شایسته در یک تیم، حس تعلق آن‌ها را به تیم افزایش دهد و به این ترتیب موفقیت تیم عزت نفس فردی آن‌ها را افزایش می‌دهد و این عامل رضایت شغلی آن‌ها را بیشتر می‌کند (جانسون و جانسون، ۱۹۹۷).

محدودیت ذاتی مطالعه حاضر طرح پژوهش عرضی است

تکالیف شغلی با چالش‌پذیری بیشتر برای آن‌ها فراهم می‌شود. رهبران با آن‌ها به گونه‌ای رفتار می‌کنند که احساس ارزشمندی بیشتری می‌کنند چون این گونه رهبران توانمندی‌های بالقوه آن‌ها را قدر می‌نهند و در عین حال مشکلات و نیازهایشان را درک می‌کنند (گرین و اوهل بین، ۱۹۹۵). کارکنانی که در وضعیت روابط کیفی مبادله‌ای رهبر-عضو بالایی قرار دارند، توانمندی بیشتری احساس می‌کنند و اعتقاد داشتند که شغلشان معنادارتر بود (تامر و نیس، ۲۰۱۳).

فرضیه پنجم مطرح می‌کند که انسجام تیمی رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را تعدیل می‌کند یعنی رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را کاهش می‌دهد. نتایج به دست آمده در قسمت یافته‌ها نشان دادند که این فرضیه نیز مورد تأیید قرار گرفته است. بنابراین می‌توان گفت که انسجام تیمی رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را تعدیل کرده و رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی شغلی و خستگی شغلی را کاهش داده است. این یافته با نتایج پژوهش آلفس، شانتس و ون بال (۲۰۱۶) هماهنگ است. همان‌طور که قبلاً نیز اشاره شد، علیرغم این که کارکنان دارای احساس فراشایستگی نگرش‌ها و رفتارهای شغلی منفی دارند اما شرایطی وجود دارند که می‌توانند این نگرش‌های منفی را تضعیف کنند. کارکنانی که احساس فراشایستگی می‌کنند، اگرچه با دریافت نکردن آنچه سزاوار آن هستند احساس محرومیت می‌کنند، اما با پیگیری و در اختیار قرار دادن منابع جایگزین دیگر این احساس محرومیت نسبی جبران می‌شود و بنابر این رابطه بین فراشایستگی ادراک شده با خشنودی و خستگی شغلی را تضعیف می‌کند. یکی از مهمترین منابعی که این کارکنان می‌توانند به دست آورند روابط بین فردی موجود در محیط کار است. بر اساس نظریه مبادله اجتماعی این منبع مهم است و می‌تواند رابطه بین فراشایستگی ادراک شده و ناخرسندی و خستگی شغلی را کاهش دهد، چون بر اساس نظریه مبادله اجتماعی، اعضای یک تیم با یکدیگر روابط اجتماعی و اقتصادی دارند. مبادله‌های اقتصادی منابع عینی و مادی که نوعاً کوتاه مدت و مالی محور هستند فراهم می‌کنند مانند پول، اطلاعات و خدمات. منابع اجتماعی در برگیرنده منابع مادی و غیر مادی است که

2. Shore, Bommer, Rao & Seo

3. Gerstne & Day

4. Johnson & Johnson

1. Tummers & Knies

معنادار نمودن کار، تقویت روابط بین رهبران و کارکنان و نیز افزایش انسجام تیمی اقداماتی انجام گیرند.

سیاسگزاری

نویسندگان بر خود لازم می‌دانند از تمامی شرکت‌کننده‌ها در این مطالعه قدردانی نمایند.

تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافع توسط نویسندگان گزارش نشده است.

که امکان استنباط علی از نتایج را فراهم نمی‌آورد. اگر چه فرضیه‌های مطرح شده براساس نظریه‌های قوی در حیطه فراشایستگی طراحی شده‌اند اما وجود علیت معکوس نیز دور از ذهن نیست. علاوه بر آن استفاده فقط از پرسش‌نامه می‌تواند محدودیت دیگر این پژوهش باشد. پیشنهاد می‌شود این پژوهش در سازمان‌های دیگری نیز اجرا شود تا میزان تعمیم‌پذیری نتایج مشخص شوند. همین‌طور براساس یافته‌های به‌دست آمده برای کاهش اثر ادراک فراشایستگی بر خشنودی و خستگی شغلی پیشنهاد می‌شود نسبت به

منابع

- Agho, A. O., Price, J. L., & Mueller, C. W. (1992). Discriminant validity of measures of job satisfaction, positive affectivity and negative affectivity. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 65(3), 185-195. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8325.1992.tb00496.x>
- Alfes, K., Shantz, A., & van Baalen, S. (2016). Reducing perceptions of overqualification and its impact on job satisfaction: The dual roles of interpersonal relationships at work. *Human Resource Management Journal*, 26(1), 84-101. <https://doi.org/10.1111/1748-8583.12094>
- Baharlou, M., Beshldeh, K., Hashemi Sheykhshabani, S. E., & Naami, A. (2014). Investigation relationship between leader-member exchange and organizational citizenship behavior: Mediating role of psychological empowerment and organizational commitment. *Organizational Culture Management*, 12(1), 1-19. (Persian) <https://doi.org/10.22059/JOMC.2014.50180>
- Carless, S. A., & De Paola, C. (2000). The measurement of cohesion in work teams. *Small group research*, 31(1), 71-88. <https://doi.org/10.1177/104649640003100104>
- Carron, A. V., Brawley, L. R., & Widmeyer, W. N. (1998). The measurement of cohesiveness in sport groups. In J. L. Duda (Ed.), *Advances in sport and exercise psychology measurement* (pp. 213-226). Morgantown, WV: Fitness Information Technology.
- Chambel, M. J., Carvalho, V. S., Lopes, S., & Cesário, F. (2021). Perceived overqualification and contact center workers' burnout: are motivations mediators?. *International Journal of Organizational Analysis*, 29(5), 1337-1349. <https://doi.org/10.1108/IJOA-08-2020-2372>
- Debus, M. E., Gross, C., & Kleinmann, M. (2020). The power of doing: How job crafting transmits the beneficial impact of autonomy among overqualified employees. *Journal of Business and Psychology*, 35, 317-331. <https://doi.org/10.1007/s10869-019-09625-y>
- Deng, H., Guan, Y., Wu, C. H., Erdogan, B., Bauer, T., & Yao, X. (2018). A relational model of perceived overqualification: The moderating role of interpersonal influence on social acceptance. *Journal of Management*, 44(8), 3288-3310. <https://doi.org/10.1177/0149206316668237>
- Drory, A. (1982). Individual differences in boredom proneness and task effectiveness at work. *Personnel Psychology*, 35(1), 141-151. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1982.tb02190.x>
- Edwards, J. R., Caplan, R. D., & Van Harrison, R. (1998). Person-environment fit theory. *Theories of Organizational Stress*, 28(1), 67-94. <https://doi.org/10.1093/oso/9780198522799.003.0003>
- Erdogan, B., & Bauer, T. N. (2021). Overqualification at work: A review and synthesis of the literature. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 8, 259-283. <https://doi.org/10.1146/annurev-orgpsych-012420-055831>
- Feldman, D. C., Leana, C. R., & Bolino, M. C. (2002). Underemployment and relative deprivation among re-employed executives. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 75(4), 453-471. <https://doi.org/10.1348/096317902321119682>
- Fisher, C. D. (1993). Boredom at work: A neglected concept. *Human relations*, 46(3), 395-417. <https://doi.org/10.1177/001872679304600305>
- Gerstner, C. R., & Day, D. V. (1997). Meta-Analytic review of leader-member exchange theory: Correlates and construct issues. *Journal of Applied Psychology*, 82(6), 827-844.

- <https://doi.org/10.1037/0021-9010.82.6.827>
Graen, G. B., & Uhl-Bien, M. (1995). Relationship-based approach to leadership: Development of leader-member exchange (LMX) theory of leadership over 25 years: Applying a multi-level multi-domain perspective. *The Leadership Quarterly*, 6(2), 219-247. [https://doi.org/10.1016/1048-9843\(95\)90036-5](https://doi.org/10.1016/1048-9843(95)90036-5)
- Hakimi, I. (2020). The Role of Proactive Personality on Job Engagement by Mediating Work Meaning. *Positive Psychology Research*, 6(2), 35-48. (Persian) <https://doi.org/10.22108/PPLS.2020.122353.1915>
- Harari, M. B., Manapragada, A., & Viswesvaran, C. (2017). Who thinks they're a big fish in a small pond and why does it matter? A meta-analysis of perceived overqualification. *Journal of Vocational Behavior*, 102, 28-47. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2017.06.002>
- Hu, J., Erdogan, B., Bauer, T. N., Jiang, K., Liu, S., & Li, Y. (2015). There are lots of big fish in this pond: The role of peer overqualification on task significance, perceived fit, and performance for overqualified employees. *Journal of Applied Psychology*, 100(4), 1228-1238. <https://doi.org/10.1037/apl0000008>
- Jahantab, F., Vidyarthi, P. R., Anand, S., & Erdogan, B. (2023). When are the bigger fish in the small pond better citizens? A multilevel examination of relative overqualification in workgroups. *Group & Organization Management*, 48(3), 874-907. <https://doi.org/10.1177/10596011211048055>
- Johnson, G. J., & Johnson, W. R. (1997). Perceived overqualification, emotional support, and health. *Journal of Applied Social Psychology*, 27(21), 1906-1918. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.1997.tb01631.x>
- Kaabomeir, N., Mosavi, M., & Arshadi, N. (2021). Causal Explanation of Team Cohesion Based on Job-adequate Skills, Role Ambiguity, and Participative Leadership: The Mediating Role of Team Trust. *Transformation Management Journal*, 12(2), 101-130. (Persian) <https://doi.org/10.22067/tmj.2020.39995>
- Kao, S-F.; Tsai, C-Y.; Schinke, R., & Watson, J. C. (2019). A cross-level moderating effect of team trust on the relationship between transformational leadership and cohesion. *Journal of Sports Sciences*, 37(24), 2844-2852. <https://doi.org/10.1080/02640414.2019.1668186>
- Katrinli, A., Atabay, G., Gunay, G., & Cangarli, B. G. (2010). Perception of organizational politics and LMX: Linkages in distributive justice and job satisfaction. *African Journal of Business Management*, 4(14), 3110-3121. <https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=2340596>
- Lee, M. H., & Ko, K. M. (2019). The influence of supervisors' leadership skills and team cohesion on team performance in environmental service industry. *Ekoloji Dergisi*, 28(107), 1013-1017. <https://openurl.ebsco.com>
- Liu, S., & Wang, M. (2012). Perceived overqualification: A review and recommendations for research and practice. *The Role of the Economic Crisis on Occupational Stress and Well Being*, 10, 1-42. [https://doi.org/10.1108/S1479-3555\(2012\)0000010005](https://doi.org/10.1108/S1479-3555(2012)0000010005)
- Liu, S., Luksyte, A., Zhou, L. E., Shi, J., & Wang, M. O. (2015). Overqualification and counterproductive work behaviors: Examining a moderated mediation model. *Journal of Organizational Behavior*, 36(2), 250-271. <https://doi.org/10.1002/job.1979>
- Ma, C., Ganegoda, D. B., Chen, Z. X., Jiang, X., & Dong, C. (2020). Effects of perceived overqualification on career distress and career planning: Mediating role of career identity and moderating role of leader humility. *Human Resource Management*, 59(6), 521-536. <https://doi.org/10.1002/hrm.22009>
- Maynard, D. C., Joseph, T. A., & Maynard, A. M. (2006). Underemployment, job attitudes, and turnover intentions. *Journal of Organizational Behavior: The International Journal of Industrial, Occupational and Organizational Psychology and Behavior*, 27(4), 509-536. <https://doi.org/10.1002/job.389>
- Naami, A. (2011). The relationship between job fatigue aptitude and job-related emotion, cognitive impairment and organizational constraints. *Journal of Behavioral Sciences*, 5(1), 75-82. (Persian) sid.ir/paper/129684/fa
- Nguyen, A. D. (2018). *Perceived Overqualification and Withdrawal Among Seasonal Workers: Would Work Motivation Make a Difference?* Doctoral dissertation, Portland State University, Portland, Oregon, United States. https://pdxscholar.library.pdx.edu/open_access_etds/4347/
- Purohit, P. and Chaturvedi, V. (2018). Biomass pellets for power generation in india: a techno-economic evaluation. *Environmental Science and Pollution Research*, 25, 29614-29632. <https://doi.org/10.1007/s11356-018-2960-8>
- Rafiei, M., Hadadian, A., & Fayyazi, M. (2021). The Effect of Perceived Overqualification on Job Attitudes (A Study on Iran's Banking Industry). *Transformation Management*

- Journal*, 12(2), 207-228. (Persian)
<https://doi.org/10.22067/pmt.v12i2.84946>
- Ritz, A., Shantz, A., Alfes, K., & Arshoff, A. S. (2012). Who needs leaders the most? The interactive effect of leadership and core self-evaluations on commitment to change in the public sector. *International Public Management Journal*, 15(2), 160-185.
<https://doi.org/10.1080/10967494.2012.702588>
- Sanchez, J. C., & Yurrebaso, A. (2009). Group cohesion: Relationships with work team culture. *Psicothema*, 21(1), 97-104.
<https://psycnet.apa.org/record/2009-00809-016>
- Seibert, S. E., Sparrowe, R. T., & Liden, R. C. (2003). A group exchange structure approach to leadership in groups. *Shared leadership: Reframing the Hows and Whys of Leadership*, 173-192.
<https://doi.org/10.4135/9781452229539.n8>
- Shore, L. M., Bommer, W. H., Rao, A. N., & Seo, J. (2009). Social and economic exchange in the employee-organization relationship: the moderating role of reciprocity wariness. *Journal of Managerial Psychology*, 24(8), 701-721.
<https://doi.org/10.1108/02683940910996752>
- Spector, P. E. (1985). Measurement of human service staff satisfaction: Development of the Job Satisfaction Survey. *American journal of Community Psychology*, 13(6), 693-710.
<https://doi.org/10.1007/BF00929796>
- Steger, M. F. (2017). Creating meaning and purpose at work. In L. G. Oades, M. F. Steger, A. Delle Fave, & J. Passmore (Eds.), *The Wiley Blackwell handbook of the psychology of positivity and strength based approaches at work* (pp. 60-81). Oxford, England: John Wiley.
<https://doi.org/10.1002/9781118977620.ch5>
- Steger, M. F., Dik, B. J., & Duffy, R. D. (2012). Measuring meaningful work: The work and meaning inventory (WAMI). *Journal of Career Assessment*, 20(3), 322-337.
<https://doi.org/10.1177/1069072711436160>
- Tomas, I., Gonzalez-Roma, V., Valls, V., & Hernández, A. (2023). Perceived overqualification and work engagement: the moderating role of organizational size. *Current Psychology*, 42(26), 23069-23079.
<https://doi.org/10.1007/s12144-022-03420-4>
- Tummers, L. G., & Knies, E. (2013). Leadership and meaningful work in the public sector. *Public Administration Review*, 73(6), 859-868.
<https://doi.org/10.1111/puar.12138>
- Vodanovich, S. J., & Kass, S. J. (1990). A factor analytic study of the boredom proneness scale. *Journal of Personality Assessment*, 55(1-2), 115-123.
https://doi.org/10.1207/s15327752jpa5501&2_11
- Warr, P., & Inceoglu, I. (2012). Job engagement, job satisfaction, and contrasting associations with person-job fit. *Journal of Occupational Health Psychology*, 17(2), 129-138.
<https://doi.org/10.1037/a0026859>



COPYRIGHTS

© 2023 by the authors. Licensee PNU, Tehran, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY4.0) (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>)